

RÄUMLICHE DETERMINANTEN DER AUSBILDUNGSNACHFRAGE

**Eine empirische Untersuchung zum Einfluß
der räumlichen Verteilung von Bildungseinrichtungen
auf Umfang und Struktur der Ausbildungsnachfrage
in Bayern**

Jürgen John

1976



Digitized by the Internet Archive
in 2026

RÄUMLICHE DETERMINANTEN DER AUSBILDUNGSNACHFRAGE

Eine empirische Untersuchung zum Einfluß
der räumlichen Verteilung von Bildungseinrichtungen
auf Umfang und Struktur der Ausbildungsnachfrage
in Bayern

Inaugural-Dissertation
zur Erlangung des Grades Doctor rerum politicarum
(Dr. rer. pol.)
an der Ludwig-Maximilians-Universität München

vorgelegt von
Jürgen J o h n

1976

Referent: Prof. Dr. E. von Böventer

Korreferent: Prof. Dr. H. Möller

Promotionsabschlußberatung: 23. Februar 1976



DISSERTATIONS- UND FOTODRUCK FRANK oHG
8 München 2, Gabelsbergerstraße 15, Tel. 2 8 0 9 0 9 0

Inhaltsverzeichnis

Seite

Einleitung	1
1. Kapitel: <u>Bildungsnachfrage und Bildungsmobilität</u>	5
1. Einleitung	5
2. Soziale und ökonomische Determinanten der privaten Ausbildungsnachfrage	5
3. Räumliche Aspekte des Hochschulbesuchs	10
3.1. Die Bildungswanderung der Studenten	10
a) Die Standortwahl der Studenten	10
b) Ursachen der Bildungsseßhaftigkeit	14
c) Ein Ansatz zur modellmäßigen Erfassung der Wanderungsbewegungen	15
3.2. Wohnort, Hochschulort und Studienfachwahl	17
3.3. Hochschulnähe und Hochschulbesuch	20
a) Geißlers Hypothese	20
b) Zur Begründung der Hypothese	23
c) Weitere Diskussionsbeiträge zur Hypothese des Zusammenhangs von Hochschulnähe und Hochschulbesuch	25
4. Räumliche Aspekte des Besuchs weiterführender Schulen	29
4.1. Wohnort, Schulort und Schulwahl	30
4.2. Schulnähe und Schulbesuch	32
a) Schulwegbedingungen und Schulbesuch	32
b) Schulwegbedingungen und Schulleistung	35
c) Distanzelastizität und Substitutionsprozesse	36
5. Ansätze zu den empirischen Untersuchungen	39
2. Kapitel: <u>Hochschulstandort und Hochschulbesuch</u>	41
1. Einleitung	41

	Seite
2. Untersuchungsraum und Untersuchungszeitpunkte	41
2.1. Abgrenzung des Untersuchungsgebiets	42
2.2. Auswahl der Untersuchungszeitpunkte	43
2.3. Bildungsstatistische Grundlagen	44
3. Zur Bildungswanderung der Studierenden	48
4. Die regionale Nachfrage nach Studienplätzen	51
4.1. Die Messung der Studienplatznachfrage	51
4.2. Die Messung der Übertritte auf die Gymnasien	53
4.3. Regionale Disparitäten des Hochschulbesuchs	54
5. Die erklärenden Variablen der Regressionsanalysen	56
5.1. Die Entfernungsvariablen	56
5.2. Die Pendelbereichsvariablen	61
5.3. Dummyvariablen für Hochschulregionen	65
5.4. Die Schulausstattung der Kreise	67
5.5. Die Sozialstrukturvariable	68
5.6. Zusammenfassung	75
6. Die Untersuchungsergebnisse	76
6.1. Einleitung	
6.2. Der Einfluß der Entfernungsvariablen auf die Dichteziffern des Hochschulbesuchs	78
a) Ergebnisse für die drei Untersuchungszeitpunkte	
b) Zusätzliche Tests für die Quoten der Studienanfänger des Wintersemesters 1971/72	84
c) Ergebnisse unter Berücksichtigung der Schulausstattung der Kreise	85
6.3. Der Einfluß der Pendelbereichsvariablen auf die Dichteziffern des Hochschulbesuchs	86
a) Ergebnisse für die drei Untersuchungszeitpunkte	87
b) Studienfachangebot und Studienplatznachfrage	89
6.4. Hochschulregionen und Hochschulbesuch	91
6.5. Testrechnungen zur Präzisierung des Zusammenhangs zwischen Studienplatznachfrage und Hochschulnähe	93

a) Der Einfluß der Entfernungsvariablen innerhalb und außerhalb der Pendelbereiche	93
b) Tests zur Bestimmung der Zone signifikanter Mobilisierungseffekte der Hochschulnähe auf den Hochschulbesuch	95
7. Zusammenfassung der Ergebnisse	101
8. Ein Nachtrag zu Geißlers Untersuchung	103
3. Kapitel: <u>Hochschulstandort und Studienfachwahl</u>	108
1. Einleitung	108
2. Räumliche Disparitäten in der Fachrichtungsstruktur der Studierenden	109
3. Das Grundkonzept des Untersuchungsansatzes: Studienfachangebote als "intervening opportunities"	113
3.1. Die Verhaltenshypothesen	113
3.2. Studienfachangebote als "intervening opportunities"	114
3.3. Studienfachwahl und Bildungswanderung	119
3.4. Eine methodische Anmerkung	121
4. Operationale Fassung des Untersuchungskonzepts und Formulierung der Testhypothesen	122
4.1. Das Standortnetz der Studienfachangebote	122
a) Zur Bestimmung der untersuchten Fachgebiete	122
b) Regionale Verteilung der Studienfächer bzw. Studiengebiete	123
4.2. Die Nachfragevariablen	125
4.3. Operationale Beschreibung der räumlichen Struktur des Studienfachangebots und Testhypothesen	128
a) Charakterisierung der räumlichen Verteilung der Studienfachangebote durch Zonenbildung	129
b) Charakterisierung der räumlichen Verteilung der Studienfachangebote durch Distanzdifferenzvariablen	136
4.4. Zusätzliche Testvariablen	141

	Seite
5. Die Untersuchungsergebnisse	142
5.1. Ingenieurwissenschaften	142
a) Ergebnisse der Zonenanalyse	142
b) Ergebnisse zum Einfluß der Distanz- differenzvariablen	145
c) Der Einfluß der Variablen KATH und INDB	147
5.2. Lehramt an Volksschulen	148
a) Ergebnisse der Zonenanalyse	148
b) Ergebnisse der Regressionsanalyse	152
c) Regionale Fachrichtungsstruktur und soziale Zusammensetzung der Bevölkerung	155
d) Räumliche Verteilung der Studienfach- angebote und Feminisierung des Lehrerberufs	158
5.3. Ergebnisse für die Fächer des Studienfach- angebots U und Analyse der Substitutions- beziehungen	160
a) Ergebnisse der Zonenanalyse für das Studienfachangebot U	160
b) Substitutionsbeziehungen in der Fach- richtungsstruktur der Studienplatz- nachfrage	161
5.4. Das Studienfach Pharmazie	166
5.5. "Intervening opportunities" und soziale Herkunft	169
5.6. Grenzen zwischen den Zonen der Standort- typen und Einfluß der "intervening opportunities"	172
5.7. Zusammenfassung	176
4. Kapitel: <u>Schulstandort und Schulwahl</u>	178
1. Einleitung	178
2. Datenbasis und Anlage der Untersuchung	179
2.1. Das Datenmaterial	179
2.2. Die Berechnung der Übertrittsquoten	182
2.3. Die soziale Herkunft der Schüler	185
2.4. Die Entfernung zu den Schulorten	189
2.5. Substitutionsprozesse und Distanzempfind- lichkeit des Besuchs weiterführender Schulen	191

	Seite
2.6. Die zeitliche Verteilung der Übertritte auf weiterführende Schulen	197
3. Ergebnisse zur Listanzempfindlichkeit des Schulbesuchs	198
3.1. Ergebnisse der Regressionsanalysen	198
3.2. Ergebnisse für das nach Verkehrsbedin- gungen gruppierte Datenmaterial	200
3.3. Zusammenfassung	204
4. Ergebnisse zum Einfluß des örtlichen Schulan- gebots auf die Schulwahl	205
4.1. Übertrittsquoten nach Standorttypen	205
4.2. Substitutionsprozesse und Verkehrs- verbindung	209
4.3. Zusammenfassung	212
5. Räumliche Einflüsse auf die zeitliche Verteilung der Übertritte an weiterführende Schulen	214
5.1. Zeitliche Aspekte des Übertrittsver- haltens	214
5.2. Untersuchungsergebnisse zum Übertritt an Gymnasien	217
5.3. Untersuchungsergebnisse zum Übertritt an Realschulen	219
6. Zusammenfassung	221
Schluß	223
Literaturverzeichnis	228

Einleitung

Untersuchungsziel der vorliegenden Arbeit ist die empirische Identifizierung des Einflusses, den die räumliche Verteilung des Angebots staatlicher Ausbildungseinrichtungen auf Umfang und Struktur der Ausbildungsnachfrage ausübt.

Schulen und Hochschulen gehören zu jenem Teil der Infrastruktureinrichtungen, deren Inanspruchnahme mehr oder minder mit materiellen und immateriellen Kosten der Raumüberwindung verbunden ist. Der Begriff der "Kosten" ist dabei nur eine Chiffre für ein ganzes Bündel von psychischen, physischen, zeitlichen und finanziellen Aufwendungen, die lästige Wartezeiten auf öffentliche Verkehrsmittel ebenso einschließen wie die Kosten eines studienbedingten Zweitwohnsitzes, um nur zwei wahllos herausgegriffene Beispiele zu nennen.

In dem Maße, in dem die Bildungsentscheidungen potentieller Nachfrager nach staatlichen Ausbildungsleistungen von den Kosten der Raumüberwindung abhängig sind, werden Umfang und Struktur der Bildungsnachfrage durch die Verortung des Ausbildungsangebots beeinflusst. In welchem Ausmaß dies tatsächlich der Fall ist, soll für einen Teil des Ausbildungssystems der Bundesrepublik Deutschland - wissenschaftliche Hochschulen und allgemeinbildende weiterführende Schulen - am Beispiel des Landes Bayern untersucht werden.

Wird die Ausbildungsnachfrage von der Höhe der Raumüberwindungskosten beeinflusst und unterstellt man eine wenigstens näherungsweise gleichgerichtete Entwicklung von Raumüberwindungskosten und der Entfernung zwischen den Wohnsitzen der Bildungsnachfrager und den Standorten der Bildungseinrichtungen, dann ist mit dem Auftreten einer doppelten Abhängig-

keit der Bildungsnachfrage von der regionalen Verteilung der Bildungseinrichtungen zu rechnen:

- (1) Mit zunehmender Entfernung zwischen den Wohnsitzen der potentiellen Bildungsnachfrager und den Standorten der Bildungseinrichtungen wird die Ausbildungsnachfrage abnehmen.
- (2) Befinden sich alternative Ausbildungsangebote in unterschiedlicher Entfernung zu den Wohnsitzen der potentiellen Nachfrager, werden Wahlentscheidungen verstärkt zugunsten des näher gelegenen Ausbildungsangebots getroffen werden¹⁾.

Die Analyse der Distanzempfindlichkeit der Ausbildungsnachfrage und der über räumliche Differenzierungen des Ausbildungsangebots vermittelten Substitutionsprozesse der Bildungsnachfrage steht dementsprechend im Mittelpunkt der empirischen Untersuchungen.

In Hinblick auf die Rationalisierung und Effektivierung bildungspolitischer Maßnahmen und Entscheidungen ist die empirische Aufhellung des Einflusses der räumlichen Lokalisierung des Ausbildungsangebots auf Umfang und Struktur der Ausbildungsnachfrage von erheblicher Bedeutung, gleich welche Ziele die Bildungspolitik im einzelnen verfolgt. In dem Maße, wie die individuellen Bildungsentscheidungen durch die Verortung des Ausbildungsangebots beeinflusst werden, steht der staatlichen Bildungspolitik über die Standortbestimmung von Bildungseinrichtungen ein Steuerungsinstrument zur Verfügung.

Die Arbeit gliedert sich wie folgt:

Im ersten Kapitel wird ein kurzer Überblick über eine Reihe von empirischen Studien gegeben, in denen der Einfluß der räumlichen Verteilung des Ausbildungsangebots im Bereich der wissenschaftlichen Hochschulen und weiterführenden allgemein-

¹⁾ Dies setzt natürlich voraus, daß die alternativen Angebote tendenziell als gleichwertig betrachtet werden.

bildenden Schulen auf Umfang und Struktur der Ausbildungsnachfrage untersucht wird. Auf dem Hintergrund der bisher vorliegenden Forschungsergebnisse werden die Fragestellungen formuliert, zu deren Beantwortung mit der vorliegenden Untersuchung ein Beitrag geleistet werden soll.

Die einer empirischen Klärung bislang kaum nähergebrachte Hypothese, daß der Umfang der regionalen Studienplatznachfrage von der Entfernung zu den Hochschulen abhängig ist, wird im 2. Kapitel eingehend untersucht. Die Ergebnisse einer Reihe von Regressionsanalysen deuten darauf hin, daß ein regional wirksamer Anreizeffekt auf die Ausbildungsnachfrage von Hochschulstandorten kaum ausgeht.

Gegenstand des 3. Kapitels ist der Versuch, die Einflüsse der regionalen Verteilung der einzelnen Studienfachangebote auf die Studienfachwahl transparent zu machen. Ausgehend von der einfachen Hypothese, daß jedes näher gelegene Studienfachangebot gegenüber entfernter verorteten konkurrierenden Angeboten eine "intervening opportunity" darstellt, wird gezeigt, daß sich der Einfluß der räumlichen Verteilung der Fachgebiete auf die Fachrichtungsstruktur der Studienplatznachfrage auch über die Nahbereiche der Hochschulen hinaus erstreckt.

Im 4. Kapitel werden einige Aspekte des Transportwiderstands auf der Ebene des Besuchs weiterführender allgemeinbildender Schulen behandelt. Versucht wird zunächst, den Einfluß der Länge des Schulwegs auf die Übertrittsquoten an weiterführende Schulen näherungsweise abzuschätzen. Es erweist sich, daß der Schulbesuch im Gegensatz zum Hochschulbesuch stark entfernungselastisch ist. Weiter wird untersucht, in welchem Ausmaß Substitutionsprozesse zwischen dem Besuch von Gymnasien und dem Besuch von Realschulen stattfinden. Es wird gezeigt, daß die Distanzempfindlichkeit des Schulbesuchs nicht vollständig durch Substitutionsprozesse bei der Schulwahl kompensiert wird; Erweiterungen des Schulangebots führen zu additiven Effekten. Schließlich wird untersucht, in welcher

Weise sich die Schulwegverhältnisse auf den Zeitpunkt des Übertritts an weiterführende Schulen auswirken. Hierbei wird deutlich, daß ungünstige Schulwegbedingungen in erheblichem Ausmaß zu Verschiebungen des Übertritts an die Gymnasien führen.

Die Arbeit schließt mit einigen knappen Hinweisen zu Problemen der Standortbestimmung von Bildungseinrichtungen, die mit dem Nachfrageverhalten der potentiellen Nutzer dieser Einrichtungen verknüpft sind.

1. Kapitel: Bildungsnachfrage und Bildungsmobilität

1. Einleitung

Die räumliche Struktur des Ausbildungsangebots ist nur einer unter einer Vielzahl von Faktoren, die Umfang und Struktur der privaten Nachfrage nach formaler Bildung¹⁾ beeinflussen. Den folgenden Ausführungen über die räumlichen Determinanten der Bildungsbeteiligung werden deshalb gleichsam zur Relativierung der Bedeutung des zu behandelnden Einflußfaktors einige knappe Hinweise zu sozialen und ökonomischen Determinanten der Bildungsnachfrage vorangestellt.

Den Schwerpunkt des Kapitels bildet die Darstellung einiger wesentlicher Beiträge zum Untersuchungsthema der vorliegenden Arbeit. Diese Darstellung zielt nicht auf einen vollständigen Überblick über die vorhandene Literatur ab. Es ist lediglich beabsichtigt, durch die Vermittlung eines groben Überblicks über den gegenwärtigen Kenntnisstand zu Fragen der räumlichen Mobilität bzw. Mobilitätsbereitschaft die Auswahl der Fragestellungen für die eigenen empirischen Analysen verständlich zu machen.

2. Soziale und ökonomische Determinanten der privaten Bildungsnachfrage

Die erheblichen schichtspezifischen Unterschiede der Bildungsbeteiligung vor allem an Gymnasien und wissenschaftlichen Hochschulen sind durch eine Fülle von empirischen Studien

1) Formale Bildung ist "die in Bildungsinstitutionen vermittelte, organisierte, gelenkte und zeitlich quantifizierbare Bildung". Vgl. W. Berger: Zur Theorie der Bildungsnachfrage. Ein Beitrag zur Identifizierung der Determinanten privater Nachfrage nach formaler Bildung (= Studien und Berichte des Instituts für Bildungsforschung in der Max-Planck-Gesellschaft, Bd. 19), Berlin 1969, S.18. Formale Bildung ist damit von der nicht unmittelbar intendierten Bildung, etwa durch "learning on the job", zu unterscheiden.

hinreichend belegt¹⁾.

In der bildungssoziologischen Literatur findet sich eine Fülle teilweise sehr umstrittener Hypothesen zur Erklärung dieser Unterschiede. So wird etwa die These vertreten, daß die spezifischen Wertvorstellungen und Normen der Unterschicht, insbesondere der Arbeiter, zu Verhaltensweisen führen, die durch Abwertung von Aufstiegswünschen, Verzicht auf individuelles Leistungsstreben und mangelnde Zukunftsorientierung gekennzeichnet sind²⁾. Vor allem der kurze Planungshorizont führe zu einer entsprechenden Unterbewertung einer weiterführenden Ausbildung³⁾. Danach sind vergleichsweise geringe Übertrittsquoten der Unterschichten wesentlich durch eine mangelnde Bildungswilligkeit der Eltern in bezug auf die Ausbildung ihrer Kinder bedingt⁴⁾.

Die These einer vergleichsweise geringen Zukunftsorientierung der Arbeiter ist nicht allgemein anerkannt. So vertritt etwa Grimm die Meinung, von einer höheren Zeitpräferenzrate der Arbeiter könne nicht ausgegangen werden; vielmehr sei das entscheidende Moment für die Bildungsabstinenz der Arbeiter eine große affektive Distanz zum Gymnasium⁵⁾. Die höhere

1) Eine neuere Übersicht für das Land Bayern findet sich bei A.O. Schorb und M. Schmidbauer: Aufstiegsschulen im sozialen Wettbewerb, Stuttgart 1973, S.33f. Die Spannweite der Übertrittsquoten an Gymnasien zum Schuljahr 1970/71 reichte von 6,3% für die Kinder aus den Familien ungelerner Arbeiter bis zu 90,0% für Kinder, deren Väter Beamte des höheren Dienstes waren.

2) Vgl. H.-G. Rolff: Sozialisation durch Auslese durch die Schule, Heidelberg 1967.

3) Die Hypothese einer höheren Zeitpräferenzrate der Unterschicht wird auch in anderem Kontext vertreten, so etwa im Zusammenhang mit der Vermögensbildung. Vgl. G. Schmölbers (u. Mitarb.): Der Umgang mit dem Geld im privaten Haushalt, Berlin 1969, S.84ff. und S.148ff.

4) Vgl. W. Arnold: Bildungswilligkeit der Eltern im Hinblick auf ihre Kinder. In: H. Roth (Hrsg.): Begabung und Lernen. Deutscher Bildungsrat, Gutachten und Studien der Bildungskommission, Stuttgart 1970, Bd. 4, 5. Aufl., S.357ff.

5) Vgl. S. Grimm: Die Bildungsabstinenz der Arbeiter, München 1966. Zur Definition der affektiven Distanz vgl. S.86ff.

Schule erscheine den Arbeitern als "fremd, sehr kompliziert, theoretisch, schwierig, bedrohlich, unangenehm, außergewöhnlich, anspruchsvoll, streng"¹⁾.

Wieder in andere Richtung argumentieren einige Autoren, die eine grundsätzlich hohe Bewertung der Ausbildung auch in der Unterschicht feststellen wollen. Die geringe Bildungsbeteiligung der Kinder aus diesen Familien resultiere eher daraus, daß die fehlende eigene Bildungserfahrung der Eltern zu Unsicherheiten im Urteil über die Schuleignung der Kinder, Angst vor dem eigenen Nicht-Helfen-können und vor der Gefahr des Schulversagens führt. Die Angst vor der Gefahr des Mißerfolgs und der damit verbundenen sozialen Diskriminierung führe zur Wahl der von der Aussicht des Schulerfolgs her gesehen sichersten Alternative, dem Verbleib in der Volksschule²⁾.

Während die Ausprägung der Motivationen und Bewertungen - hohe Zeitpräferenzrate, affektive Distanz, geringe Risikopräferenz - weitgehend umstritten ist, besteht eher Einigkeit darin, daß die Milieubedingungen des häuslichen Sozialisationsprozesses zu Eignungsdefiziten bei den Kindern der Unterschicht führen. Von besonderem Gewicht ist das Eignungsdefizit hinsichtlich des Sprachverhaltens³⁾. Es gilt als erwiesen, daß die Sprache der Mittel- und Oberschicht den Erfordernissen einer intellektuellen Erziehung besser angepaßt ist als die Sprache der Unterschicht⁴⁾.

Die Eignungsdefizite beziehen sich keineswegs nur auf das Sprachverhalten. Vielmehr scheint sich ein Teil der Leistungs-

1) Hitpass, J.: Einstellungen der Industriearbeiterschaft zu höherer Bildung, Ratingen 1965, S.49. In dieser Beurteilung des Gymnasiums durch die Arbeiter selbst scheint die von Grimm behauptete affektive Distanz deutlich auf.

2) So etwa K. Aurin: Ermittlung und Erschließung von Beratungsstellen im ländlichen Raum. Untersuchungen zur Bildungsberatung in Baden-Württemberg, Villingen 1966, S.100.

3) Vgl. K. Mollenhauer: Sozialisation und Schulerfolg. In: H. Roth (Hrsg.): a.a.O., S.269ff.

4) Vgl. U. Oevermann: Schichtenspezifische Formen des Sprachverhaltens und ihr Einfluß auf die kognitiven Prozesse. In: H. Roth (Hrsg.): a.a.O., S.297ff.

ansprüche nicht unmittelbar auf die an den weiterführenden Schulen vermittelten Bildungsinhalte, sondern ganz allgemein auf mittelschichtspezifische Attitüden zu beziehen. Dies geht aus einer Reihe von Analysen der Bewertungsmuster hervor, die den Eignungs- und Leistungsbeurteilungen sowohl der Gymnasial- wie der Volksschullehrer zugrunde liegen¹⁾.

Was Ausbildungskosten und Einkommenserwartungen betrifft, so besteht zwar kein Zweifel hinsichtlich ihres Einflusses auf die Ausbildungsentscheidungen. Problematisch ist indessen, in welcher Weise diese Bestimmungsfaktoren in die Ausbildungsentscheidungen einfließen.

Die ökonomische Theorie der Bildungsnachfrage²⁾ präsentiert hierzu als Erklärungsmodell die bekannten mikroökonomischen Konsum- und Investitionsentscheidungskalküle. Geht man vom "consumption approach" aus, so ergeben sich hinsichtlich der empirischen Aussagefähigkeit dieses Ansatzes die üblichen Bedenken, die hier nicht wiederholt zu werden brauchen³⁾. Legt man den "investment approach" zugrunde, so stellen sich - abgesehen von den Schwierigkeiten der Taxierung des Konsumelements der Ausbildung⁴⁾ - zusätzliche Probleme ein.

1) Vgl. K. Ingenkamp: Möglichkeiten und Grenzen des Lehrerurteils und des Schultests. In: H. Roth (Hrsg.): a.a.O., S.407ff.; R. Dahrendorf: Arbeiterkinder an deutschen Universitäten, Tübingen 1965.

2) Zu einer knappen Beschreibung beider Ansätze vgl. J. Sheehan: The Economics of Education, London 1973, S.19ff.; zu ausführlichen Darstellungen und Begründungen des "investment approach" vgl. G.S. Becker: Human Capital. A Theoretical and Empirical Analysis, New York, National Bureau of Economic Research, 1964; M. Blaug: The Rate of Return on Investment in Education in Great Britain. In: Manchester School of Economic and Social Studies, Vol. 33 (1965), S.205ff.

3) Vgl. hierzu H. Albert: Theorie der Konsumnachfrage. In: Jahrbücher für Sozialwissenschaft, Bd. 16 (1965) 2, S.139ff.

4) Konzeptionell entstehen selbstverständlich keine Probleme, Kosten- und /oder Ertragsselemente sind zu korrigieren. So einfach sich dies theoretisch ausnimmt, so wenig ist zu sehen, wie die Zurechnungsprobleme praktisch gelöst werden können.

Ein bislang nicht gelöstes Problem besteht vor allem in der Ermittlung der Einkommenszuwächse, die ursächlich der Ausbildung zuzurechnen sind¹⁾. Hierzu wäre eine operationale Theorie des persönlichen Einkommens erforderlich, die bis jetzt noch nicht vorliegt²⁾. Weitere theoretische Probleme ergeben sich beim "investment approach" durch die bekannten Imperfektionen des Kapitalmarkts für Ausbildungsinvestitionen³⁾.

Prinzipiell anfechtbar scheint zudem die Position, angesichts der auch von den Vertretern des "investment approach" zugestandenen Tatsache, daß Ausbildungsentscheidungen in der Regel de facto nicht mit Hilfe von Investitionsrechnungen getroffen werden, an einem theoretischen Ansatz so lange festzuhalten, solange er prognostisch tauglich ist⁴⁾. Muß sich ein Individuum seiner Handlungsalternativen gar nicht bewußt sein, um sich ökonomisch rational zu verhalten, dann ist nicht mehr zu sehen, welchen Sinn der Begriff der ökonomisch rationalen Entscheidung noch hat⁵⁾.

1) Vgl. z.B. J. Vaizey: The Political Economy of Education, London 1972, S.49ff. und S.69ff.

2) Vgl. G. Brinkmann: Berufsanforderungen und Berufsausbildung, Tübingen und Zürich 1970, S.27.

3) Daraus resultiert z.P., daß positive Einkommenselastizitäten der Bildungsnachfrage zur empirischen Stützung sowohl des "consumption approach" wie des "investment approach" herangezogen werden können. Vgl. R. Campbell und B.N. Siegel: The Demand for Higher Education in the United States, 1919 - 1964. In: American Economic Review, Vol. 57 (1967), S.484ff.

4) So schreibt Blaug: "It is not what students or their parents think they are doing but what they actually do concerns us. It is preferable to check assumptions about motives by looking at the behaviour that is predicted by these assumptions". M. Blaug: a.a.O., S.208f.

5) Vgl. K. Hüfner: Traditionelle Bildungsökonomie und systemorientierte Bildungsplanung (= Studien und Berichte des Instituts für Bildungsforschung in der Max-Planck-Gesellschaft, Bd. 17), Berlin 1969, S.62.

Wie schnell im einzelnen die Anwendung der formalen Struktur des Kosten-Ertrags-Kalküls an ihre Grenzen stößt, sei auch an einem Beispiel verdeutlicht, das sich unmittelbar auf eine der in dieser Arbeit untersuchten Fragen bezieht. Bei schlechten Schulwegbedingungen zu weiterführenden Schulen nehmen die Übertrittsquoten ab. Dies ist sicher auch ein Reflex der Tatsache, daß die Schülereltern die gesundheitlichen Belastungen und die Unfallrisiken scheuen, die für ihre Kinder mit den ungünstigen Schulwegverhältnissen verbunden sind. Es wäre ein Irrtum, hier von einem Bewertungsproblem sprechen zu wollen. Es handelt sich vielmehr um das Problem, daß nicht alle Vorteile und Nachteile einer Handlungsalternative kommensurabel sind¹⁾. Natürlich werden auch in diesem Fall Vor- und Nachteile gegeneinander "abgewogen". Dennoch wird man kaum umhin können festzustellen, daß die formale Struktur des Entscheidungskalküls der Kosten-Ertrags-Analyse keine adäquate Beschreibung des Entscheidungsprozesses darstellt.

3. Räumliche Aspekte des Hochschulbesuchs

3.1. Die Bildungswanderung der Studenten

a) Die Standortwahl der Studenten

Das Wanderungsverhalten der deutschen Studierenden an wissenschaftlichen Hochschulen in der BRD ist durch eine ausgeprägte Tendenz zur Immobilität gekennzeichnet. Der größte Teil der deutschen Studierenden ist an der dem Heimatort am nächsten gelegenen Hochschule immatrikuliert. Ergebnisse früherer Studien, die einen solchen Sachverhalt vermuten

¹⁾Vgl. zur Darstellung des Problems der Kommensurabilität von Vor- und Nachteilen einer Handlungsalternative anhand eines anderen Beispiels aus dem Bildungsbereich K. Hüfner und J. Naumann: Die Problematik von Kosten-Ertragsvergleichen alternativer Schulsysteme - Ein Diskussionsbeitrag. In: R. Jochimsen und U.S. Simonis (Hrsg.): Theorie und Praxis der Infrastrukturpolitik, Berlin 1970, S.91ff.

ließen¹⁾, wurden durch Geißlers grundlegende Untersuchung der Wanderungsbewegungen der deutschen Studierenden nachhaltig bestätigt.

Die Datengrundlage für Geißlers Arbeit bildete eine Sonderaufbereitung der amtlichen Hochschulstatistik durch das Statistische Bundesamt, in der die deutschen Studierenden des Wintersemesters 1960/61 an den wissenschaftlichen Hochschulen der BRD in Kreuzkombination der Merkmale Studienfach, Studienort und Kreis des ständigen Wohnsitzes ausgewiesen wurden. Die Auswertung dieses Materials ergab - in groben Zügen charakterisiert - folgendes Bild der Wanderungsströme³⁾:

- Die Wahl des Studienorts deutet allgemein auf eine starke regionale Bildungsseßhaftigkeit⁴⁾ hin.

1) Vgl. z.B. E. Weigt: Die Herkunft der Studentenschaft der Hochschule für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften Nürnberg nach Wohn- und Geburtsorten. In: Die Nürnberger Hochschule im fränkischen Raum, Nürnberg 1955, S.63ff.; K. Müller-Wille: Studentenwohnheime in Münster. In: Jahresschrift 1960 der Gesellschaft zur Förderung der Westfälischen Wilhelms-Universität zu Münster, Münster 1960, S.90ff.; ders.: Die Stadt Oldenburg als Standort einer Universität, Münster 1961; H.G. Peisert: Die Studierenden von Tübingen. In: Studien und Berichte aus dem Soziologischen Seminar der Universität Tübingen, Heft 1, 1963, S.9ff.; H.J. Wienen: Die Herkunftsorte der Studenten der Westfälischen Wilhelms-Universität. In: Statistische Berichte der Provinzialhauptstadt Münster (Westf.), 2. Vierteljahr 1965, S.6ff.

2) C. Geißler: Hochschulstandorte - Hochschulbesuch, Teil 1 und 2, Hannover 1965.

3) Vgl. C. Geißler: a.a.O., Teil 1, S.40-89, Teil 2, Tafeln C 1 - C 46.

4) Als regionale Bildungsseßhaftigkeit wird die Neigung der Studierenden bezeichnet, die dem Wohnsitz am nächsten gelegene Hochschule zu besuchen. Als Maßstab hierfür wird dabei der Anteil der Studierenden, die an der nächstgelegenen Hochschule immatrikuliert sind, an den insgesamt beheimateten Studierenden verwendet. Wir übernehmen hier in etwas modifizierter Bedeutung die Terminologie von Müller und Kurtz-Solowjew. Vgl. W. Müller und G. Kurtz-Solowjew: Regionale Aspekte des Hochschulbesuchs in England und der Bundesrepublik, Mannheim 1967, S.68.

- Die regionale Bildungsseßhaftigkeit ist um so stärker, je breiter das Studienfachangebot des nächstgelegenen Hochschulorts ist.
- Die regionale Bildungsseßhaftigkeit ist um so stärker, je näher die Hochschule am Heimatort der Studenten liegt. Entsprechend erreicht die regionale Bildungsseßhaftigkeit extreme Werte, wenn ein breites Studienfachangebot und Hochschulnähe zusammen auftreten. So studierten im Wintersemester 1960/61 90,3% aller in Berlin beheimateten Studenten und 94,1% aller in München beheimateten Studenten an den Hochschulen ihres Heimatorts¹⁾.
- Anzeichen einer territorialen Bildungsseßhaftigkeit²⁾ sind kaum vorhanden. Eine Ausnahme bilden allerdings die Studierenden, die in Bayern beheimatet sind. Hier tritt zur regionalen Bildungsseßhaftigkeit die Neigung hinzu, an einer Landeshochschule zu studieren. Dies schlägt sich darin nieder, daß auch die Studenten aus sehr hochschulfern gelegenen Regionen Bayerns noch überwiegend an einer Landeshochschule immatrikuliert sind. Für die anderen Bundesländer stellt sich in solchen Fällen dagegen eine sehr disperse Struktur der Wanderungsströme mit einem hohen Anteil an überterritorialen Wanderungen ein.
- Die Neigung zur regionalen Bildungsseßhaftigkeit bedeutet umgekehrt, daß die am Ort und im Umland der Hochschule beheimateten Studierenden jeweils einen erheblichen Teil der an der Hochschule insgesamt immatrikulierten Studenten ausmachen. Die Hochschulen scheinen sich zu Ausbildungseinrichtungen mit vorwiegend regionaler Ausbildungsfunktion zu entwickeln.

¹⁾ Berlin und München sind die beiden einzigen Hochschulstandorte mit komplettem Studienfachangebot. Für Universitätsstandorte ohne Technische Fakultäten schwanken die entsprechenden Anteilswerte zwischen 70 und 80%.

²⁾ Territoriale Bildungsseßhaftigkeit ist die Neigung der Studierenden zum Studium an einer Hochschule des Heimatlandes. Vgl. W. Müller und G. Kurtz-Solowjew: a.a.O., S.63.

Eine große Zahl von Studien, die sich auf spätere Untersuchungszeitpunkte beziehen¹⁾, zeigen, daß Geißlers Untersuchungsbefunde weiterhin unverminderte Gültigkeit besitzen. Hervorzuheben ist hier insbesondere die Arbeit von Bergjohann, Diesterweg und Pohl²⁾. Die Autoren analysieren die Wanderungsströme der Studierenden des Wintersemesters 1970/71 erstmals auch getrennt nach einzelnen Studienfachgruppen. Dabei zeigt sich für die an den Hochschulorten beheimateten Studenten über alle Fächergruppen hinweg eine gleichermaßen hohe regionale Bildungseffektivität³⁾. Allerdings nimmt die Bildungseffektivität mit zunehmender Entfernung zum nächstgelegenen Hochschulort unterschiedlich schnell ab. So ziehen auch bei größeren Entfernungen die Studierenden des Lehramts (ohne Lehramt an Gymnasien) weit überwiegend den Besuch der nächstgelegenen Hochschule vor; bei Medizinstudenten nimmt hingegen die regionale Bildungseffektivität mit zunehmender Entfernung vergleichsweise schnell ab⁴⁾.

1) Vgl. z.B. E. Ehlers: Der Einzugsbereich der Universität Tübingen. In: Tübinger Blätter, Jg. 54, 1967, S.21ff.; I. Leister: Die Heimatorte der Marburger Studenten im Wintersemester 1967/68. In: Alma Mater Phillipina, Marburger Universitätsbund e.V. (Hrsg.), Marburg, WS 1968/69, 1968, S.15ff.; H.J. Wenzel: Der Studenteneinzugsbereich der Justus Liebig-Universität Gießen im Wintersemester 1967/68. In: Gießener Universitätsblätter, H. 1, 1969, S.75ff. Es ist zu beachten, daß aus der Analyse der Einzugsbereiche einzelner Hochschulstandorte völlig abgesicherte Schlussfolgerungen hinsichtlich der Mobilitätsprozesse nicht zu ziehen sind. Hierzu bedarf es zusätzlich der Kenntnis der in den Herkunftsräumen der Studierenden einer Universität insgesamt beheimateten Studenten. Dies wird teilweise übersehen.

2) E. Bergjohann, S. Diesterweg, U. Pohl: Hochschulstandorte - Hochschulkapazitäten (= Institut für regionale Bildungsplanung - Arbeitsgruppe Standortforschung - GmbH (Hrsg.), Schriftenreihe zur regionalen Bildungs- und Entwicklungsplanung, Bd. 24), Braunschweig 1975.

3) Vgl. E. Bergjohann, S. Diesterweg, U. Pohl: a.a.O., S.141ff. und Kartenanhang.

4) Ungeklärt ist hierbei die Rolle des numerus clausus. Zwar werden bei der Zuteilung der Studienplätze Standortpräferenzen zugunsten der regional zugeordneten Hochschule bevorzugt behandelt. Andererseits kann nicht ausgeschlossen werden, daß regionale Ungleichgewichte zwischen Zulassungen und Ausbildungskapazitäten bestehen.

b) Ursachen der Bildungsseßhaftigkeit

Eine wesentliche Rolle bei der Hochschulwahl spielen ohne Zweifel Erwägungen über die Studienkosten¹⁾. Solange eine Hochschule in einer Reichweite vorhanden ist, die ein tägliches Einpendeln zur Ausbildungsstätte noch erlaubt, kann durch eine entsprechende Hochschulwahl eine spürbare finanzielle Entlastung erzielt werden. Unter diesem Gesichtspunkt kann angenommen werden, daß die Tendenz zur Bildungsseßhaftigkeit in erheblichem Ausmaß dadurch forciert wird, daß die Differenzierung der Förderungssätze staatlicher Ausbildungsstipendien den Verbleib der Studenten im Elternhaus faktisch prämiert. Besonders galt dies für das im Jahr 1972 durch das Bundesausbildungsförderungsgesetz abgelöste Stipendiensystem; nach dem Honnefer Modell wurden in den ersten drei Semestern Stipendien für die vorlesungsfreien Monate nicht gezahlt. Daß die Neigung zur Wahl der nächstgelegenen Hochschule über Kostenerwägungen vermittelt ist, bestätigen auch die Ergebnisse einer Untersuchung der Ausbildungsentscheidungen niedersächsischer Abiturienten des Schuljahrs 1970/71²⁾; hier zeigte sich, daß die Bildungsseßhaftigkeit bei Abiturienten aus sozio-ökonomisch schwächer gestellten Familien besonders stark ausgeprägt ist. In die gleiche Richtung verweist auch der schon erwähnte Tatbestand, daß die Orientierung auf die regional zugeordnete Hochschule mit zunehmender Entfernung zum Hochschulort am schnellsten bei den Medizinstudenten abnimmt³⁾.

¹⁾ Vgl. hierzu W. Müller und G. Kurtz-Solowjew: a.a.O., S.68ff.

²⁾ B. Kern, M. Wellenreuther, I. Herlyn, E. Müller: Ausbildungsentscheidungen von Abiturienten. Ein empirischer Beitrag zum Problem der Bildungsmobilität, Göttingen 1973, S.61ff.

³⁾ Der Anteil der Studenten aus Familien der Oberschicht ist im Studienfach Medizin weitaus am größten. Zur sozialen Herkunft der Medizinstudenten vgl. E. Spiegel, R. Gunzert: Elternhaus und Studium, 1. Teil, Frankfurt a.M., 1962, S.163.

Kostenüberlegungen sind aber wahrscheinlich nicht die einzige Ursache der Bildungsseßhaftigkeit. So stellen etwa Hitpass und Mock¹⁾ fest, daß ein wichtiges Motiv für die Wahl eines nahe gelegenen Hochschulorts der Wunsch ist, die persönlichen Verbindungen zu Freunden und Bekannten am Wohnsitz nicht abreißen zu lassen. Schließlich mögen Momente wie die zunehmende berufsorientierte Bewertung des Studiums, Standardisierung der Ausbildungsgänge etc. ganz allgemein zu einer Neigung zur Bildungsseßhaftigkeit führen. Die Verdrängung der Idee des Studiums als einer emanzipatorischen Lebensphase mag den Gedanken an eine Bildungswanderung erst gar nicht mehr aufkommen lassen, wenn ein Studium am Wohnsitz oder in dessen unmittelbarer Nähe möglich ist²⁾.

c) Ein Ansatz zur modellmäßigen Erfassung der Wanderungsbewegungen

Die bisher zum Wanderungsverhalten der Studierenden vorliegenden Untersuchungen beschränken sich fast ausschließlich darauf, die Hypothese der Bildungsseßhaftigkeit deskriptiv zu bestätigen. Ein darüber hinausgehender Versuch, das studentische Wanderungsverhalten in einem formalen Modell abzubilden, wurde erstmals von Beckmann unternommen³⁾. Beckmanns Ziel ist die Formulierung eines regionalisierten Prognosemodells für die Studienplatznachfrage an den einzelnen Hochschulstandorten. Die Grundstruktur seines Modells entspricht dem in der Regionalforschung zur Untersuchung des Zusammenhangs zwischen Reichweite und Häufigkeit räumlicher Interaktionen oft verwendeten Gravitationsansatz⁴⁾. Den Kern der Berechnungen Beckmanns bildet die Schätzung

¹⁾ J. Hitpass und A. Mock: Das Image der Universität - Studentische Perspektiven, Gütersloh 1972, S.81

²⁾ Vgl. W. Müller und G. Kurtz-Solowjew: a.a.O., S.73

³⁾ J. Beckmann: Gravitationstheoretischer Ansatz zur Ermittlung des regionalen Studentenaufkommens in Nordrhein-Westfalen, Pullach bei München 1973.

⁴⁾ Zu Theorie und Anwendungsmöglichkeiten von Gravitationsmodellen vgl. z.B. G. Olsson: Distance and Human Interaction. A Review and Bibliography, Philadelphia 1965, S.43ff.

einer Widerstandsfunktion, die die vorgegebene Wanderungsmatrix optimal reproduziert; die Schätzung erfolgt dabei unter der Restriktion, daß für jeden Herkunftskreis die Summe der Abwanderungen gleich der Summe der Zuwanderungen an die einzelnen Universitätsstandorte ist. Auf Basis einer regionalisierten Prognose des Studentenaufkommens lassen sich mit Hilfe der geschätzten Widerstandsfunktion die zukünftigen Wanderungsströme zu den einzelnen Universitäten errechnen.

Die Struktur des gravitationstheoretischen Ansatzes impliziert die Annahme einer für alle Quelle-Ziel-Beziehungen gleichen Widerstandsfunktion. Es fragt sich indessen sehr, ob eine solche Annahme der Realität sehr nahe kommt. Auf das erste Problem in diesem Zusammenhang weist Beckmann selbst hin. Die Hypothese einer identischen Widerstandsfunktion scheint nur in bezug auf gleichwertige Ziele sinnvoll zu sein; es ist nämlich zu erwarten, daß die Größe eines Wanderungsstroms zu einem Hochschulort auch von der Breite des Studienfachangebots an diesem Ort abhängt. Dementsprechend läßt Beckmann bei seinen Schätzungen Standorte Pädagogischer Hochschulen und der Neugründungen mit noch schmalen Fächerprofil bzw. die Studierenden, die an diese Standorte wandern, außer Betracht¹⁾. Ein zweites Problem übersieht Beckmann: daß nämlich gleiche Distanzen nur bei regelmäßiger Verteilung der Standorte gleichwertig sind²⁾. Die empirisch gut gesicherte Hypothese, daß sich das Wanderungsverhalten der Studenten durch eine Tendenz zur Wahl des nächstgelegenen Standorts auszeichnet, impliziert, daß es nicht ohne Bedeutung für die Größe eines Wanderungsstroms über eine bestimmte Entfernung sein kann, ob mit einer Bildungswanderung über diese Entfernung die nächstgelegene Hochschule erst erreicht oder schon überschritten wird. Bei einer sehr unregelmäßigen

¹⁾ Beckmann versucht, mit Hilfe der errechneten Widerstandsfunktion Entlastungseffekte für die bestehenden Hochschulen zu prognostizieren, die sich bei einem Ausbau der Neugründungen ergeben würden. Vgl. J. Beckmann: a.a.O., S.105ff. Auch dieser interessante Versuch wird von dem folgenden Problem tangiert.

²⁾ Ein ähnliches Problem ergibt sich bei der Distanzelastizität des Schulbesuchs. Vgl. S.36.

Verteilung der Universitäten, wie sie für die BRD gegeben ist, kann daher eine identische Widerstandsfunktion auch bei Eingrenzung der Schätzungen auf Wanderungen an Hochschulen mit vergleichbarer Breite des Studienfachangebots nicht erwartet werden. Vermutlich wird daher der prognostische Gehalt des Modells bei Anwendung auf die ganze Fläche der BRD stark abnehmen¹⁾.

3.2. Wohnort, Hochschulort und Studienfachwahl

Geißler hat in seiner schon zitierten Arbeit neben der Standortwahl auch die Studienfachwahl der Studenten auf eventuelle räumliche Einflüsse hin untersucht²⁾. Er wählte zu diesem Zweck exemplarisch drei Studiengebiete aus:

- Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Politische Wissenschaften,
- Allgemeinmedizin, Zahnmedizin, Pharmazie,
- Technische Wissenschaften (ohne Architektur und Bauingenieurwesen).

Methodisch bestand das Untersuchungsverfahren Geißlers darin, daß er die Anteilswerte der Studierenden der genannten Studiengebiete an den in den einzelnen Kreisen insgesamt beheimateten Studierenden ermittelte und kreisweise kartographierte. Die Resultate waren recht unterschiedlich.

Für das Fachgebiet "Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Politische Wissenschaften" war ein Zusammenhang zwischen Häufigkeit der Studienfachwahl und räumlicher Verteilung der Hochschulstandorte nur schwach zu erkennen. Auffallend waren allerdings hohe Anteilswerte für die Studierenden aus Nürn-

¹⁾ Die empirischen Berechnungen Beckmanns beziehen sich nur auf die in Nordrhein-Westfalen beheimateten und an die Universitäten dieses Landes wandernden Studenten.

²⁾ Vgl. C. Geißler: a.a.O., Teil 1, S.32-39, Teil 2, Tafeln B 2 - B 5.

berg und Mannheim; bei beiden Hochschulorten lag das Schwergewicht der Studienfachangebote im Bereich des diskutierten Studiengbiets. Großräumig ergaben sich überdurchschnittliche Anteilswerte für die im Ruhrgebiet beheimateten Studierenden, jedoch dürfte dieser Sachverhalt eher über die soziale und wirtschaftliche Struktur dieser Region vermittelt sein¹⁾.

Für das Studiengbiet "Allgemeinmedizin, Zahnmedizin, Pharmazie" sind räumliche Schwerpunkte der Herkunft der Studierenden im Zusammenhang mit der regionalen Verteilung der Studienfachangebote nicht erkenntlich gewesen.

Deutliche Anzeichen für einen Einfluß des regionalen Studienfachangebots auf die Studienfachwahl ergaben sich lediglich beim Studiengbiet "Technische Wissenschaften". Neben den Gebieten mit hohem Industriebesatz wiesen hier im allgemeinen auch die Standorträume der Technischen Hochschulen weit überdurchschnittliche Anteile der Studierenden dieser Fächer an den insgesamt beheimateten Studierenden auf.

In einer zusätzlichen Erhebung ermittelte Geißler auch die räumliche Herkunft der Studienbewerber der Fachrichtung Architektur im Wintersemester 1963/64. Dabei trat eine deutliche Massierung der Studienbewerber in den Standorträumen der Technischen Hochschulen hervor.

Da aus dem Tafelwerk Geißlers nur Größenintervalle der Anteilswerte der Studierenden in den einzelnen Fachgebieten zu entnehmen sind, greifen wir zur Illustration der räumlichen Unterschiede in der Fachrichtungsstruktur der Studienplatznachfrage auf eine ähnliche Analyse der Studienfachwahl der in Baden-Württemberg beheimateten Studierenden zurück²⁾.

¹⁾ Auch Geißler macht diese einschränkende Feststellung im Zusammenhang mit der Hypothese, daß der hohe Anteil der Studierenden dieser Fächer "vielleicht als Hinweis auf die Bedeutung des regionalen Angebots an Studienmöglichkeiten ... für die Wahl des Studienfaches angesehen werden kann". Vgl. C. Geißler: a.a.O., S.34.

²⁾ H.P. Widmaier, M. Jermann, F. Reichhold: Analysen zum Hochschulgesamtbereich (= Bildung in neuer Sicht. Schriftenreihe des Kultusministeriums Baden-Württemberg, Reihe A, Nr. 19), Villingen 1969, S.101ff.

Von den Studienanfängern des Wintersemesters 1964/65 wählten in den drei Universitätsstädten des Landes (Freiburg, Heidelberg und Tübingen) durchschnittlich 8% technische Fächer; von den an den Standorten der Technischen Hochschulen beheimateten Studienanfängern entschieden sich dagegen in Stuttgart 29% und in Karlsruhe sogar 38% für ein technisches Studienfach¹⁾.

Zumindest durch die sehr deutlichen Resultate hinsichtlich der räumlichen Herkunft der Studierenden des Studiengebiets "Technische Wissenschaften" kann damit die Hypothese als empirisch belegt gelten, daß ein Teil der Studierenden nicht nur in der Wahl des Hochschulorts, sondern auch in der Studienfachwahl durch die räumliche Verteilung der Hochschulorte bzw. der Studienfachangebote beeinflußt wird.

Ob der Zwang, aus finanziellen Gründen während der Studienzeit in der elterlichen Wohnung zu verbleiben, dabei tatsächlich in wesentlichem Ausmaß zu einem Verzicht auf die Realisierung der eigentlichen Studienwünsche führt, ist den Resultaten natürlich nicht zu entnehmen. Ob Neigungen tatsächlich unterdrückt werden, wie Geißler vermutet²⁾, erscheint eher fraglich. Es gilt vielmehr zu bedenken, daß ein beträchtlicher Teil der Studierenden im Stadium der Studienfachwahl keine klar strukturierten Studienfachpräferenzen hat. In diesen Fällen mag dann des öfteren die Neigung zur Bildungslosigkeit schließlich ausschlaggebend für die Studienfachwahl sein, ohne daß jedoch von einer Dispositionsänderung gesprochen werden könnte.

Schließlich ist auch zu vermuten, daß die große informative Distanz³⁾ eines Teils der Studienanfänger zu Studiengängen und Studieninhalten hinsichtlich der an der regional

1) Angesichts dieser Differenzen ist es sehr überraschend, daß die von Kern u.a. durchgeführte Abiturientenbefragung einen Einfluß des regionalen Studienfachangebots auf die Studienfachwahl nur bei den Kindern aus sozial schwachen Familien - und auch hier nur in geringem Ausmaß - erkennen ließ. Vgl. B. Kern, M. Wellenreuther, I. Herlyn, E. Müller: a.a.O., S.55ff.

2) Vgl. C. Geißler: a.a.O., S.88.

3) Zum Begriff der informativen Distanz vgl. S. Grimm: a.a.O., S.

zugeordneten Hochschule vertretenen Studiengänge vergleichsweise noch am geringsten sein dürfte; mit größerer Ortsnähe einer Hochschule steigt auch die Wahrscheinlichkeit informeller Kontakte zu Studierenden oder anderen Hochschulangehörigen.

Auch die komplementäre Schlußfolgerung Geißlers, daß durch die ungleiche räumliche Verteilung der einzelnen Studienfachgebiete Fehllenkungen von Begabungen mit entsprechenden Konsequenzen hinsichtlich der Studiendauer, der Studienleistung und der Häufigkeit des Studienabbruchs verursacht werden, ist nicht unwidersprochen geblieben¹⁾. Empirische Untersuchungen hierzu gibt es freilich bislang noch nicht.

3.3. Hochschulnähe und Hochschulbesuch

a) Geißlers Hypothese

Die umstrittenste Folgerung, die Geißler aus seinen Untersuchungsergebnissen gezogen hat, ist die, "daß die Hochschulnähe den Hochschulbesuch anregt"²⁾.

Den Ausgangspunkt der Untersuchungen zu dieser Frage bildete dabei zunächst die Abgrenzung von Einzugsbereichen der einzelnen Hochschulen, der sog. "Hochschulregionen"³⁾. Die Abgrenzung der Hochschulregionen erfolgte über die Struktur der Bildungswanderungen der in den einzelnen Kreisen beheimateten Studierenden. Unter Zugrundelegung bestimmter Schwellenwerte für Universitäten und Technische Hochschulen wird ein Kreis der Hochschulregion einer bestimmten Hochschule zugeordnet, wenn der Anteil der an dieser Hochschule immatrikulierten Studenten an den beheimateten Studierenden insgesamt die fixierten Schwellenwerte überschreitet. Für

¹⁾ Vgl. W. Müller und G. Kurtz: Der seßhafte Student - Leitbild der Hochschulpolitik? In: Die Deutsche Universitätszeitung, 21. Jg., 6/1966, S.12.

²⁾ C. Geißler: a.a.O., S.93.

³⁾ C. Geißler: a.a.O., S.69.

jeden Hochschultyp führt Geißler zwei unterschiedliche Schwellenwerte ein; entsprechend werden Kreise mit regionaler Zuordnung höheren Grades (Zone A einer Hochschulregion) und Kreise mit regionaler Zuordnung geringeren Grades (Zone B einer Hochschulregion) unterschieden¹⁾.

Die so abgegrenzten Hochschulregionen überlappen sich für Hochschulen gleichen Typs auch bei relativ eng benachbarten Standorten nur in ganz seltenen Fällen. Die Zone A einer Hochschulregion beschränkt sich in der Regel auf den Hochschulort, den Landkreis der Hochschulstadt und die diesem Landkreis benachbarten Kreise. Die Zonen B erstrecken sich unterschiedlich weit. Sie sind in der Regel nicht konzentrisch; Einflüsse der Struktur des Schienennetzes werden deutlich. Infolge der hohen territorialen Bildungsseßhaftigkeit der bayerischen Studenten ist die Hochschulregion München außerordentlich groß.

Der methodisch entscheidende Schritt ist nun, daß Geißler die Hochschulregionen als "hochschulnah"²⁾ und die Gebiete außerhalb der Hochschulregionen als "hochschulfern"³⁾ betrachtet; eine Ausnahme bildet dabei wegen des atypischen Wanderungsverhaltens der bayerischen Studenten die Hochschulregion München. Eine Berechnung der Quoten des relativen Hochschulbesuchs⁴⁾ führt zu dem Ergebnis, daß innerhalb der Hochschulregionen der relative Hochschulbesuch in beachtlichem Ausmaß höher ist als außerhalb der Hochschulregionen. Für das Wintersemester 1960/61 ergaben sich für das Bundes-

1) Unter Berücksichtigung der durchschnittlichen Verteilung der Studierenden auf Universitäten und Technische Hochschulen sowie der Mobilität während des Studiums und der Neigung zu überregionalen Wanderungen geht Geißler von folgenden Schwellenwerten aus:

- Zone A: Universität - mehr als 50%,
Technische Hochschule - mehr als 20%,
- Zone B: Universität - mehr als 30 und unter 50%,
TH - mehr als 12 und unter 20%.

2) C. Geißler: a.a.O., S.93.

3) C. Geißler: a.a.O., S.95.

4) Als Maßziffer des relativen Hochschulbesuchs verwendet Geißler die Anzahl der Studierenden je 1.000 Einwohner.

gebiet ohne Bayern folgende Dichteziffern des Hochschulbesuchs¹⁾:

	Studierende je 1.000 Einwohner
Zone A	4,2
Zone B	2,8
Zone A+B	3,5
außerhalb der Hochschulregionen	2,6

In diesen erheblichen Differenzen schlägt sich nach Geißler neben anderen Faktoren, die die Bildungsbeteiligung beeinflussen, wie etwa die Unterschiede in der sozio-ökonomischen Struktur der einzelnen Teilräume, auch der Einfluß der Hochschulnähe auf den Hochschulbesuch nieder.

Besonders zu beachten gilt, daß nach Geißler die Nähe des Hochschulorts zweimal zum Tragen kommt: zunächst bei der Entscheidung über den Besuch eines Gymnasiums, und das zweite Mal bei der Entscheidung, zu studieren oder nicht zu studieren. Dies geht klar aus Geißlers abschließender Feststellung hervor, "daß der relative Hochschulbesuch außer durch die Zuordnung zum Hochschulort vom Schulbesuch bestimmt wird. Der Schulbesuch, vor allem die Abiturientenquote, ist vom Ausbaustand der Schulen und - unabhängig davon - auch von der Zuordnung zu den Hochschulstandorten abhängig"²⁾.

Geißler hat diese Hypothese verschiedentlich wiederholt³⁾, bezieht sich dabei indessen nicht auf neue Berechnungen, sondern jeweils auf die hier zitierte Studie.

Der problematischste Punkt an Geißlers Vorgehen ist zweifellos, daß sich in den regionalen Differenzen des relativen Hochschulbesuchs mit Sicherheit auch die Einflüsse anderer

¹⁾C. Geißler: a.a.O., S.94.

²⁾C. Geißler: a.a.O., S.108.

³⁾Vgl. z.B. C. Geißler: Grundlagen und Methoden der regional differenzierenden Hochschulplanung. In: Bildungsplanung und Raumordnung (= Forschungs- und Sitzungsberichte der Akademie für Raumforschung und Landesplanung, Bd. 61), Hannover 1971, S.17ff., hier vor allem S.25.

Determinanten der Studienplatznachfrage niederschlagen werden, so vor allem sozialstrukturelle Unterschiede in der Zusammensetzung der Bevölkerung. Dies gilt vor allem für die hohen Quoten des Hochschulbesuchs in den Zonen A der Hochschulregionen im Vergleich zu den niedrigeren Quoten der Zonen B. Der Anteil der "städtischen"¹⁾ Bevölkerung ist in Zone A erheblich größer als in Zone B. Geißler bestreitet diesen Einfluß nicht, hält aber den Einfluß der Hochschule-nähe gleichfalls für bestätigt. Auf welche Weise freilich ersichtlich sein soll, daß das Gefälle in der Ausbildungsbeteiligung zum einen Teil auf sozialökonomische Faktoren und zum anderen Teil auf den Einfluß der Entfernung zu den Hochschulstandorten zurückzuführen ist, bleibt jedoch unklar.

b) Zur Begründung der Hypothese

Eine Begründung der These, weshalb der Hochschulbesuch durch die Hochschule-nähe angeregt werden sollte, gibt Geißler nicht.

1) In Städten sind die bildungsaktiven sozialen Gruppen stärker repräsentiert als in ländlichen Gebieten. Ob daneben ein schichtenübergreifender "cultural lag" noch besteht, ist umstritten. Die These, daß über ländliche Lebensformen, konservativ-traditionelle Grundeinstellungen etc. eine allgemein größere Zurückhaltung der ländlichen Bevölkerung gegenüber weiterführender Bildung vermittelt ist, vertritt etwa Peisert. Vgl. H. Peisert: Regionalanalyse als Methode der Bildungsforschung. In: Studien und Berichte aus dem Soziologischen Seminar der Universität Tübingen, H. 5, Sommersemester 1965, S.24ff.; ders.: Soziale Lage und Bildungschancen in Deutschland, München 1967, S.145ff. Skeptisch gegenüber einem eigenen Aussagewert des "Stadt-Land-Bildungsgefälles" dagegen E. Meros: Der Schulbesuch in ländlichen Gebieten der Bundesrepublik. In: Berichte über die Landwirtschaft, N.F., Bd. 49, 1971, S.594ff.; ders.: Sozialstruktur und regionales Bildungsgefälle. In: Forschungsstelle der Forschungsgesellschaft für Agrarpolitik und Agrarsoziologie e.v. Bonn (Hrsg.): Strukturwandel und Strukturpolitik. Beiträge zur agrarischen und regionalen Entwicklung in der Bundesrepublik Deutschland, Bonn 1973, S.259ff.

Zunächst wäre zu vermuten, daß hierfür die gleichen Ursachen wie für die Tendenz zur Bildungsseßhaftigkeit verantwortlich sind. Die Möglichkeit, während des Studiums bei den Eltern wohnen bleiben zu können, mag in vielen Fällen ein Studium erst in den Bereich des finanziell Realisierbaren rücken. Ein wohnsitznahes Hochschulangebot würde damit ein ansonsten latent bleibendes Nachfragepotential aktivieren. Höhere Quoten des relativen Hochschulbesuchs insbesondere in den Zonen A der Hochschulregionen wären dann teilweise Ausdruck der Preiselastizität der Bildungsnachfrage.

Zusätzlich mag ebenso wieder ein Informationseffekt wirksam werden. Je näher man an einer Hochschule wohnt, desto größer wird die Wahrscheinlichkeit sein, mit Hochschulangehörigen in Kontakt zu treten. Durch einen Abbau von Informationsdefiziten werden möglicherweise Unsicherheiten überwunden, die ansonsten zu einem Verzicht auf ein Hochschulstudium geführt hätten. Nicht auszuschließen ist auch, daß über zusätzliche Informationen das Präferenzensystem selbst zugunsten der Neigung zum Hochschulbesuch verändert wird. In diesem Fall würde die Hochschulnähe nicht nur latente Nachfrage mobilisieren, sondern zusätzliche Nachfrage wecken. Der Anreizeffekt¹⁾ der Hochschulnähe hätte demnach zwei Komponenten: " .. die unmittelbare Gegenwart und Anschauung der Universität (rückt) die Möglichkeit des Studiums stärker in das Bewußtsein und weckt bzw. verstärkt damit die Studienabsichten"²⁾. Freilich sind dies wohl bislang eher Vermu-

¹⁾ Storbeck scheint sich der Existenz dieses Effekts sicher zu sein, wenn er schreibt: "Der Bildungsanreiz, den eine Bildungsanstalt ausstrahlt, hat seinen Schwerpunkt am Bildungsstandort und nimmt mit zunehmender Distanz ab. Die für die Erfassung der regionalen Ausbreitung anderer Phänomene entwickelten Gravitations- bzw. Distanzmodelle treffen auch auf den Bildungsanreiz zu". Vgl. D. Storbeck: Die Regionalisierung der Bildungspolitik. In: Jahrbuch für Sozialwissenschaft, Bd. 19 (1968), S.448.

²⁾ D. Storbeck: Sozialökonomisches Gutachten über die Eignung der für die Universitätsgründung in Ostwestfalen vorgeschlagenen Standorte. In: C. Geißler, D. Storbeck (Hrsg.): Die Standortbestimmung einer Universität (= Materialien zur Raumplanung des Zentralinstituts für Raumplanung, Bd. 1), Münster 1967, S.145.

tungen als empirisch belegte Hypothesen.

- c) Weitere Diskussionsbeiträge zur Hypothese des Zusammenhangs von Hochschulnähe und Hochschulbesuch

Die Behauptung, der Hochschulbesuch hänge von der Hochschulnähe ab, hat eine relativ umfangreiche Diskussion ausgelöst, die aber nicht zu einer empirischen Klärung dieser Frage geführt hat¹⁾.

Zu der These, daß die Übertrittsquoten der Abiturienten auf die Hochschulen von der Entfernung zur nächstgelegenen Hochschule abhängig sind, liegen einige durchweg negativ ausfallende Untersuchungen vor.

So stellen etwa Spiegel und Gunzert als Ergebnis einer Befragung von Abiturienten und deren Eltern resümierend fest, "daß die Möglichkeit, daß der Sohn oder die Tochter während des Studiums im Elternhaus wohnen bleiben kann, ohne jeglichen Einfluß auf die Entscheidung für oder wider eine akademische Ausbildung ist"²⁾.

Etwas differenzierter fallen die Ergebnisse von Kern u.a.³⁾ aus. Bei nach Geschlecht und Schichtzugehörigkeit differenzierter Betrachtung ergab sich für Mädchen aus sozial schwächer gestellten Familien eine etwas geringere Übertrittsneigung an Hochschulen, wenn der Heimatort in einer hochschulfernen Region lag. Für die Töchter aus Familien der übrigen Sozialgruppen war ebenso wie für die männlichen Abiturienten aller einzelnen Sozialschichten ein Zusammenhang zwischen Hochschulnähe und der Häufigkeit der Entscheidung für ein Hochschulstudium dagegen nicht sichtbar.

1) Wir lassen hier die zahllosen Beiträge außer acht, die lediglich auf Plausibilitätsüberlegungen basieren.

2) E. Spiegel und R. Gunzert: Elternhaus und Studium, 2. Teil, Frankfurt a.M. 1963, S.175.

3) B. Kern, M. Wellenreuther, I. Herlyn, E. Müller: a.a.O., S.46ff.

Ebenfalls auf eine weitgehende Bedeutungslosigkeit der Hochschulnähe für die Übertrittsquoten an Hochschulen verweist die Untersuchung von Widmaier, Jermann und Reichhold¹⁾. Bei einer kreisweisen Aufgliederung der Abweichungen zwischen Primanerquoten und den Quoten des relativen Hochschulbesuchs in Baden-Württemberg zeigte sich keine Abhängigkeit dieser Differenzen von der Entfernung zu den Hochschulorten.

Dieser überwiegend negative Befund kann indessen nicht als eine vollständige Widerlegung der Hypothese betrachtet werden, daß die Hochschulnähe den Hochschulbesuch anregt. Vielmehr ist zu beachten, daß bis in die jüngste Zeit hinein der Besuch eines Gymnasiums in der Regel dadurch motiviert war, die Zulassungsberechtigung für ein Hochschulstudium zu erlangen. Ist daher ein Hochschulstudium von vornherein nicht geplant - etwa, weil die nächstgelegene Hochschule zu weit entfernt ist -, besteht wahrscheinlich auch keine Neigung zum Besuch eines Gymnasiums²⁾. Daher kann sich der fördernde Einfluß der Hochschulnähe auf die Neigung zum Hochschulstudium bereits in einer Abhängigkeit der Übertrittsquoten an die Gymnasien von der Entfernung zu den Hochschulen niederschlagen. Die von Geißler aufgedeckte räumliche Differenzierung der Quoten des relativen Hochschulbesuchs kann damit auch bei entfernungsunabhängigen Übertrittsquoten der Abiturienten auf einen ursächlichen Zusammenhang zwischen Hochschulnähe und Hochschulbesuch hindeuten³⁾.

1) Vgl. H.P. Widmaier, M. Jermann, F. Reichhold: a.a.O., S.273f.

2) Ausnahmen können sich ergeben, wenn als Schulabschluß die "Mittlere Reife" angestrebt wird und ein Gymnasium leichter erreichbar ist als eine Realschule. Vgl. S.30.

3) Wie erwähnt, betont Geißler dies selbst, wenn er einen unabhängig von der Schulausstattung wirkenden Einfluß der Hochschulnähe auf den Schulbesuch behauptet. Völlig unverständlich ist daher die Ansicht von Widmaier, Jermann und Reichhold, daß mit dem Nachweis einer hohen Korrelation zwischen Gymnasial- und Hochschulbesuch die These Geißlers bereits widerlegt sei und sich damit das Problem räumlicher Bildungsbarrieren auf die Erreichbarkeit der weiterführenden Schulen verlagere. Vgl. H.P. Widmaier, M. Jermann, F. Reichhold: a.a.O., S.94f. und S.273ff.

Auf Schul- und Hochschulbesuchsquoten gestützte Untersuchungen zu Geißlers Hypothese liegen ebenfalls vor; sie liefern aber auch keine Basis zu einer zuverlässigen Beurteilung des empirischen Gehalts dieser Hypothese.

Gröner¹⁾ hat eine Regressions- und Korrelationsanalyse für den kreisspezifischen Hochschulbesuch in Baden-Württemberg durchgeführt. Als unabhängige Variable, die den Faktor Hochschulnähe ausdrücken soll, verwendet Gröner eine Dummyvariable, die bei Vorhandensein einer Hochschule den Wert 1 und für die übrigen Kreise den Wert 0 annimmt. Bei Vorhandensein einer Hochschule sind die Quoten des relativen Hochschulbesuchs signifikant höher. Offen bleibt wieder, inwieweit die Erhöhung der Quoten ein Reflex der städtischen Sozialstruktur ist.

Ein weiterer Versuch, den Mobilisierungseffekt der Hochschulnähe auf die Studienplatznachfrage zu ermitteln, wurde in anderer Weise von Mayr²⁾ unternommen. Mayr geht von der Hypothese aus, daß die räumlichen Bildungsbarrieren bei den schwächeren sozialen Schichten besonders hoch sind. Dem entsprechend müsse durch eine wohnsitznahe Hochschule vor allem der Hochschulbesuch der Arbeiterkinder angeregt werden. Um dies zu überprüfen, analysiert Mayr die soziale Herkunft der im Wintersemester 1968/69 an der Ruhr-Universität Bochum immatrikulierten Studenten. Er stellt fest, "daß mit 13,5% der Anteil der Studierenden aus Arbeiterfamilien im Wintersemester 1968/69 mehr als doppelt so hoch war als im Durchschnitt der übrigen bundesdeutschen Hochschulen. Diese Zahlen beweisen deutlich, daß eine 'Universität vor der Haustür' Bildungsreserven stark zu mobilisieren vermag"³⁾.

1) G. Gröner: Regionale Unterschiede im Besuch der wissenschaftlichen Hochschulen und Pädagogischen Hochschulen in Baden-Württemberg. In: Jahrbücher für Statistik und Landeskunde von Baden-Württemberg, 12, 1966, S.2ff.

2) A. Mayr: Die Ruhr-Universität Bochum in geographischer Sicht. Stellung, Einzugsbereich und Standortproblematik einer neuen Hochschule. In: Berichte zur Deutschen Landeskunde, Bd. 44, H. 2, August 1970, S.221ff.

3) A. Mayr: a.a.O., S.229

Die Beweisführung Mayrs ist aus zwei Gründen äußerst fragwürdig. Mayr übersieht, daß die Studierenden allgemein und die sozial schwächeren Studenten insbesondere bevorzugt die jeweils nächstgelegene Hochschule wählen. Im Einzugsbereich der Universität Bochum ist aber die Arbeiterbevölkerung gegenüber dem Bundesdurchschnitt weit überrepräsentiert. Diese Tatsache muß auch ohne einen Mobilisierungseffekt zu einem überdurchschnittlichen Anteil der Arbeiterkinder unter den Studenten der Universität Bochum führen.

Auf der anderen Seite ist nach Mayrs eigener Feststellung die Ruhr-Universität zum Untersuchungszeitpunkt eine echte regionale Hochschule mit einem weit unterdurchschnittlichen Anteil überregionaler Zuwanderungen. Unter den Studierenden mit Neigung zu überregionaler Bildungswanderung sind Mittel- und Oberschichtkinder überproportional vertreten. Eine geringe überregionale Attraktivität einer Hochschule verändert ebenfalls die Sozialstruktur der an ihr immatrikulierten Studentenschaft zugunsten der Studenten aus Arbeiterfamilien.

Da das Schulwesen Österreichs vergleichsweise große Ähnlichkeit mit dem der BRD hat, seien auch zwei Arbeiten erwähnt, die sich auf die dortigen Verhältnisse beziehen. Wiser¹⁾ geht in seiner Studie über den Hochschulbesuch in Österreich wie Geißler unmittelbar von der räumlichen Verteilung der Hochschulorte und der Quoten des relativen Hochschulbesuchs aus. Der "beste Beweis" für den Einfluß der Hochschulnähe auf den Hochschulbesuch ist für Wiser "der an erster Stelle liegende relative Hochschulbesuchswert Wiens"²⁾. Eine auf einen nur wenig späteren Untersuchungszeitpunkt bezogene Analyse des Hochschulbesuchs in Österreich³⁾ zeigt, wie rasch sich Situationen verändern können. Nach den Ergebnissen die-

¹⁾U. Wiser: Gesamtwirtschaftliche Aspekte der Hochschulplanung mit besonderer Berücksichtigung des Salzburger Beispiels, Wien 1968. Zit. nach: Projektgruppe UNIFO, Universität - Stadt. Literaturanalyse und Literaturdokumentation (Diskussionsfassung), Stuttgart 1971.

²⁾U. Wiser: a.a.O., S.206.

³⁾K. Grohmann, S. Hällinger: Bildungsplanung in Österreich, Bd. 2, Wien 1970, Tab. 72.

ser Studie weisen die größte Dichte des Hochschulbesuchs Städte auf, die nicht Hochschulstandorte sind.

Insgesamt betrachtet muß die empirische Basis der Hypothese, daß die Hochschulnähe den Hochschulbesuch anregt, sehr skeptisch beurteilt werden. Nichtsdestoweniger sind sowohl in der bildungsplanerischen Praxis wie in der bildungspolitischen Diskussion der letzten Jahre Argumente zugunsten einer starken Dezentralisation des Standortnetzes der Hochschulen nicht zuletzt auch mit dem Hinweis auf den Abbau räumlicher Bildungsbarrieren vorgetragen worden.

4. Räumliche Aspekte des Besuchs weiterführender Schulen

Für den Bereich des über den Pflichtschulbesuch hinausgehenden Schulbesuchs kann angenommen werden, daß sich räumliche Bildungsbarrieren eher einstellen werden als im Hochschulbereich. Nur einem geringen Teil der Schülereltern ist es möglich, eine von den örtlichen und regionalen Bedingungen unabhängige Schulwahl für ihre Kinder zu treffen. In der Regel muß also ein tägliches Einpendeln in den Schulort in Kauf genommen werden, wenn ein örtliches Angebot nicht vorhanden ist und dennoch nicht auf eine weiterführende Schulbildung verzichtet werden soll. Vor allem in dünn besiedelten Gebieten mit schlechten Verkehrsbedingungen werden die Schüler durch lange Schulwege teilweise erheblich belastet. Der Transportwiderstand¹⁾ auf der Ebene des Schulbesuchs kann daher ebenso wie im Bereich des Hochschulwesens dazu führen, daß auf eine weiterführende Schulbildung

¹⁾ Als Transportwiderstand bezeichnet Geipel die Abneigung der Schülereltern bzw. Schüler gegen einen längeren Schulweg. Der Transportwiderstand resultiert aus den zeitlichen, physischen und finanziellen Belastungen, die durch den Schulweg verursacht werden. Vgl. R. Geipel: Sozialräumliche Strukturen des Bildungswesens. Studien zur Bildungsökonomie und zur Frage der gymnasialen Standorte in Hessen. Frankfurt 1965, S.14.

entweder ganz verzichtet oder eine der Eignung des Kindes nicht entsprechende Schulwahl getroffen wird¹⁾. Schließlich mag sich ein Zusammenhang zwischen Entfernung zur Schule und Schulbesuch nicht nur aus dem Abschreckungseffekt eines langen Schulwegs ergeben; umgekehrt könnte auch hier wieder mit dem Auftreten eines Anreizeffekts gerechnet werden²⁾.

4.1. Wohnort, Schulort und Schulwahl

Bei einem örtlich nur teilweise vorhandenen Angebot allgemeinbildender weiterführender Schulen führt der Transportwiderstand der Schülereltern und Schüler dazu, daß die Wahl der weiterführenden Schule vergleichsweise häufiger auf den am Wohnort vorhandenen Schultyp³⁾ fällt. Solche Substitutionsprozesse in der Schulwahl müssen nicht unbedingt zu Planänderungen hinsichtlich der angestrebten Ausbildungsqualifikation führen. Die Oberstufenreife ist dem Realschulabschluß gleichwertig. Daher mag bei einer verkehrsmäßig wesentlich leichteren Erreichbarkeit eines Gymnasiums eine Entscheidung zugunsten eines Wechsels auf diesen Schultyp

1) Eine der Eignung des Kindes nicht entsprechende Schulwahl, die aus der räumlichen Struktur der Schulstandorte resultiert, wird häufig auch schon im Grundschulalter getroffen. Die regionale Verteilung der Anteile der Sonderschüler an den gleichaltrigen Grundschulern steht in einer klar erkennbaren Relation zur regionalen Verteilung der Sonderschulen. Es ist nicht sehr wahrscheinlich, daß diese Verteilung die räumliche Verteilung der Eignungsdefizite widerspiegelt. Heidtmann und Noth schätzen unter Zugrundelegung eines bundesdurchschnittlichen Werts, daß z.B. im Regierungsbezirk Aurich etwa 64%, im Regierungsbezirk Niederbayern sogar 75% aller Schüler, die aufgrund verschiedener Eignungsdefizite an Sonderschulen eingeschult werden müßten, infolge fehlender örtlicher Kapazitäten auf den Grundschulen verbleiben. Vgl. W. Heidtmann und E. Noth: Grundlagen der regionalen Bildungsplanung für den ländlichen Raum (= Materialsammlung der Agrarsozialen Gesellschaft e.V., Bd. 74), Göttingen 1968, S.19.

2) An ähnliche Einflüsse mag Klaffke denken, wenn er vom "Aufforderungscharakter" eines wohnsitznahen Schulstandorts spricht. Vgl. K. Klaffke: Schulstandort und Schulregion (= Schriftenreihe der Arbeitsgruppe Standortforschung - Technische Universität Hannover, Bd. 5), Hannover 1968, S.50.

3) Abweichend von den amtlichen Bezeichnungen verstehen wir hier Realschule und Gymnasium als "Schultypen".

für viele Eltern naheliegen. Allerdings muß beim Gymnasium infolge höherer Anforderungen, vor allem durch die obligatorische zweite Fremdsprache, möglicherweise mit einer größeren Häufigkeit von vorzeitigen Abgängen vor der 11. Schulklasse gerechnet werden.

Klaffke hat, soweit wir sehen, erstmals den Substitutionseffekt in der Schulwahl als Folge nicht identischer Standortnetze konkurrierender Schulangebote nachgewiesen¹⁾. Er zeigt anhand der Übertrittsquoten aus dem Schuljahr 1965/66²⁾ in ausgewählten Räumen Niedersachsens, daß im Vergleich zu Gemeinden, in denen Realschule und Gymnasium vorhanden sind, in Gemeinden nur mit Realschulen die Übertrittsquoten an Realschulen und in Gemeinden nur mit Gymnasien die Übertrittsquoten an Gymnasien in der Regel jeweils höher liegen. Die Schwankungen erreichen dabei teilweise ein erhebliches Ausmaß; Abweichungen von über 50% gegenüber den Quoten bei vollständigem Angebot weiterführender Schulen sind keine Seltenheit.

Zu einem ähnlichen Ergebnis kommen Schorb und Schmidbauer in einer Studie über das Übertrittsverhalten der bayerischen Volksschüler des Schuljahrs 1969/70³⁾. Weitergehend als Klaffke differenzieren sie nach einzelnen sozialen Schichten und zeigen auf, daß Substitutionsprozesse in der Unterschicht besonders häufig sind.

Klaffke zieht aus der Existenz von Substitutionsprozessen den Schluß, daß nicht deckungsgleiche Standortnetze weiterführender Schulen zu Eignungsfehllenkungen führen und daher Schularten für eine Altersstufe jeweils am gleichen Stand-

¹⁾ Vgl. K. Klaffke: a.a.O., S. 51ff.

²⁾ Im Unterschied zu den Verhältnissen in Bayern erfolgt in Niedersachsen der Übertritt an beide weiterführende Schulen nach dem 4. oder 5. Schuljahr.

³⁾ A.O. Schorb und M. Schmidbauer: Aufstiegsschulen im sozialen Wettbewerb, Stuttgart 1973, S. 90ff.

ort angeboten werden sollten¹⁾.

4.2. Schulnähe und Schulbesuch

Die Länge des Schulwegs²⁾ als ein das Übergangsverhalten der Grund- und Hauptschüler an weiterführende Schulen möglicherweise bestimmender Faktor ist in den letzten Jahren häufig Gegenstand empirischer Untersuchungen gewesen. Wenngleich die Vermutung von Ferrez³⁾, die Länge des Schulwegs sei die wichtigste Determinante der Bildungsbeteiligung, für die Situation in der BRD sicher nicht zutrifft, hat doch eine Reihe von Studien den Einfluß dieses Faktors wenigstens ansatzweise deutlich werden lassen. Bei manchen der diesbezüglichen Arbeiten sind die Interpretationsmöglichkeiten infolge methodischer Probleme allerdings begrenzt.

a) Schulwegbedingungen und Schulbesuch

Erste Hinweise auf die Bedeutung der Länge des Schulwegs für die Bildungsbeteiligung sind einer Studie von Geipel⁴⁾ über die Einzugsbereiche der Gymnasien Hessens zu entnehmen.

1) K. Klaffke: a.a.O., S.79ff.

2) Das Merkmal der Kilometerentfernung hat zur Charakterisierung der Erreichbarkeit eines Schulorts bei der erforderlichen kleinräumigen Betrachtung nur beschränkte Aussagekraft. Weniger die räumliche Distanz als vielmehr Faktoren wie Zeitaufwand, Anpassung der Verkehrsanbindung an die Schulzeiten, Kosten des Transports etc. bestimmen die Erreichbarkeit eines Schulorts. Der Einfachheit halber sprechen wir dennoch auch von der Länge des Schulwegs oder der Distanz zum Schulort, wobei die inhaltlichen Bestimmungen jeweils mitgedacht werden.

3) J. Ferrez: Regionale Unterschiede in den Bildungsmöglichkeiten. In: H.P. Widmaier (Hrsg.): Begabung und Bildungschancen. Frankfurt, Berlin, Bonn, München 1967, S.49. - Ferrez bezieht seine Aussage auf Frankreich.

4) R. Geipel: a.a.O., S.97f. und Kartenanhang, Faltkarte 11.

Aus einer gemeindeweisen kartographischen Darstellung des Anteils der Abiturienten aus den Familien von Pfarrern, Lehrern und Ärzten an den insgesamt beheimateten Abiturienten der Schuljahrgänge 1955/56 bis 1964/65 ist deutlich zu entnehmen, daß der Anteil der "Dorfindelligenz"¹⁾ am Abiturientenaufkommen mit zunehmender Entfernung zwischen Gemeinde und nächstgelegenen Standort eines Gymnasiums ansteigt. Geipel interpretiert dieses Phänomen als Hinweis für die Entfernungsempfindlichkeit der Übertrittsbereitschaft insbesondere der sozial schwächeren Gruppen.

In einer Untersuchung über die Einzugsbereiche der Realschulen Hessens versucht Geipel²⁾ den Einfluß des Transportwiderstands auf den Realschulbesuch dadurch nachzuweisen, daß er die Dichte der Realschulabsolventen der Schuljahre 1955/56 bis 1964/65 auf Gemeindebasis kartographiert. Ein Zusammenhang mit der Verteilung der Realschulstandorte ist allerdings optisch kaum wahrnehmbar. Methodisch problematisch erscheint die Nichtberücksichtigung der Sozialstruktur der Gemeinden sowie vor allem die Tatsache, daß Geipel die Standorte der Realschulen des Jahres 1966 mit den zehn vorangegangenen Absolventenjahrgängen verknüpft, obwohl in der Zwischenzeit eine Verdichtung des Schulnetzes erfolgt war.

Klaffke versucht, den Einfluß der Schulwegbedingungen auf die Bildungsbeteiligung darüber abzuschätzen, daß er die Übertrittsquoten in Streusiedlungen mit den Übertrittsquoten typischer ~~Hausensiedlungen~~ vergleicht³⁾. Die Übertrittsquoten liegen in geschlossenen Siedlungen deutlich höher; der Autor relativiert diesen Untersuchungsbefund indessen selbst mit dem Hinweis auf mögliche Unterschiede in der sozio-ökonomischen Zusammensetzung der Wohnbevölkerung⁴⁾.

1) R. Geipel: a.a.O., S.97.

2) R. Geipel: Bildungsplanung und Raumordnung. Studien zur Standortplanung von Bildungseinrichtungen und zu räumlichen Aspekten des Bildungsverhaltens in Hessen, Frankfurt a.M. 1968, S.22ff. und Kartenanhang, Faltkarten 1 und 2.

3) K. Klaffke: a.a.O., S.67f.

4) K. Klaffke: a.a.O., S.68.

Eine relativ umfassende Untersuchung räumlicher Aspekte des Übertrittsverhaltens haben Schorb und Schmidbauer vorgelegt¹⁾. Datengrundlage der Studie sind die Übergangsquoten an Realschulen und Gymnasien auf Kreisebene in den Jahren 1963 bis 1967. Die Verfasser stellen u.a. fest, daß

- die Übertrittsquoten an weiterführende Schulen in den Kreisen überdurchschnittlich stark angestiegen sind, in denen während des Beobachtungszeitraums eine neue weiterführende Schule errichtet wurde,
- die Übertrittsquoten um so höher waren, je mehr Standorte weiterführender Schulen ein Kreis zu verzeichnen hatte,
- die Übertrittsquoten um so höher waren, je größer der Anteil der Einwohner an der Kreisbevölkerung war, der in Gemeinden wohnte, die an den Verkehr angeschlossen waren²⁾.

Die ursächliche Verknüpfung dieser Resultate mit einer Verbesserung der Schulwegbedingungen für einen Teil der Bevölkerung bzw. mit kreisweise unterschiedlichen Schulwegbedingungen ist freilich problematisch. So weist ein sehr hoher Prozentsatz von Einwohnern in Gemeinden, die nicht an den Verkehr angeschlossen sind, auf einen mit großer Wahrscheinlichkeit ebenfalls hohen Anteil der bäuerlichen Bevölkerung hin, die sich durch eine sehr niedrige Bildungsmotivation auszeichnet. Entsprechende Vermutungen hinsichtlich der Sozialstruktur der Bevölkerung können an das Kriterium der Anzahl der Schulstandorte innerhalb eines Kreises geknüpft werden. Am ehesten könnte noch die Entwicklung der Übertrittsquoten in Kreisen mit Schulneugründungen in Verbindung mit den Schulwegbedingungen gebracht werden. Allerdings muß auch hier einschränkend festgehalten werden, daß die Autoren nicht ausweisen, wie sich die Schulbesuchsquoten für die jeweils alternativen Schultypen entwickelt haben. So ist im Falle der Neugründung eines Gymnasiums mit Substitutionseffekten zuungunsten der Realschulen und vice versa zu rechnen.

¹⁾A.O. Schorb und M. Schmidbauer: Bildungsbewegung und Raumstruktur, Stuttgart 1969.

²⁾Als nicht an den Verkehr angeschlossen gelten solche Orte, die in einer Entfernung bis zu 1,5 km keine Bushaltestelle oder keinen Bahnhof haben.

Eine differenzierte Analyse der Auswirkungen von Schulneugründungen im Landkreis Wegscheid (Niederbayern) gibt Bittner¹⁾. Der Verfasser zeigt, daß die Neugründung einer Realschule zu einem sprunghaften Anstieg der Übertritte im Einzugsbereich des neuen Schulorts führte. Dabei ist allerdings anzumerken, daß die Neuerrichtung der Schule von starken Bildungswerbungsaktivitäten begleitet wurde²⁾. Gesicherte Schlüsse hinsichtlich sozialer Unterschiede im Mobilisierungseffekt waren nicht möglich, da Bittner zwar Daten über die soziale Herkunft der überwechselnden Schüler, nicht aber über die Volksschulpopulationen zur Verfügung standen.

b) Schulwegbedingungen und Schulleistung

Der Einfluß der Schulwegbedingungen auf die Schulleistung ist in diesem Zusammenhang insofern von Interesse, als über entfernungsabhängige Erfolgsquoten räumliche Bildungsbarrieren in bezug auf nachgelagerte Ausbildungsstufen möglicherweise erhöht werden. Mit zunehmender Länge des Schulwegs könnten also z.B. die Abiturientenquoten schneller abnehmen als die Übertrittsquoten auf die Gymnasien.

Die hierzu vorliegenden Untersuchungen lassen keine eindeutige Aussage zu. Geipel³⁾ ermittelte für die Fahrschüler

¹⁾ W. Bittner: Die Auswirkungen von Schulneugründungen auf die Schulverhältnisse eines Raumes (= Studien und Materialien des Staatsinstituts für Bildungsforschung und -planung München, Bd. 1), München 1971.

²⁾ W. Bittner: a.a.O., S.23. - Dieser Sachverhalt muß bei der Bewertung der Resultate berücksichtigt werden. Mit einer Vielzahl von Beispielen kann belegt werden, wie stark gerade die ländliche Bevölkerung auch ohne Änderung der Schulverhältnisse in ihren Bildungsentscheidungen durch Bildungswerbung beeinflusbar ist. Vgl. z.B. R. Dahrendorf: Bildung ist Bürgerrecht. Plädoyer für eine aktive Bildungspolitik, Bramsche und Osnabrück 1965, S.122ff.; H. Feisert: Soziale Lage und Bildungschancen in Deutschland, München 1967, S.156f.

³⁾ R. Geipel: Sozialräumliche Strukturen ..., S.14ff.

zu einem hessischen Gymnasium Notendurchschnitte, die denen der ortsansässigen Schüler entsprachen; lediglich bei der Belastungsschwelle der 6. Klasse (Einführung der zweiten Fremdsprache) zeigte sich bei den Fahrschülern ein etwas schlechteres Notenbild. Dieses Ergebnis deckt sich im wesentlichen mit den Untersuchungsergebnissen von Weber¹⁾, der ebenfalls keine Leistungsunterschiede der beiden Schülergruppen feststellen konnte.

Geipel konstatiert allerdings gleichzeitig einen zur Oberstufe hin abnehmenden Anteil der Fahrschüler an den Schülern insgesamt und folgert daraus eine mit zunehmender Klassenstufe sich verstärkende Benachteiligung der Fahrschüler. Dieses Ergebnis ist mit einer gewissen Vorsicht zu betrachten, da Geipel sich bei seiner Studie auf eine Querschnittsanalyse stützt, die für einen solchen Untersuchungszweck sehr problematisch erscheint. Es will auch nicht einleuchten, warum trotz gleicher Schulleistungen die Abgangshäufigkeit bei Fahrschülern höher sein sollte. Die Schulwegbedingungen selbst dürften jedenfalls für einen vorzeitigen Abgang vom Gymnasium keine Rolle spielen²⁾.

c) Distanzelastizität³⁾ und Substitutionsprozesse

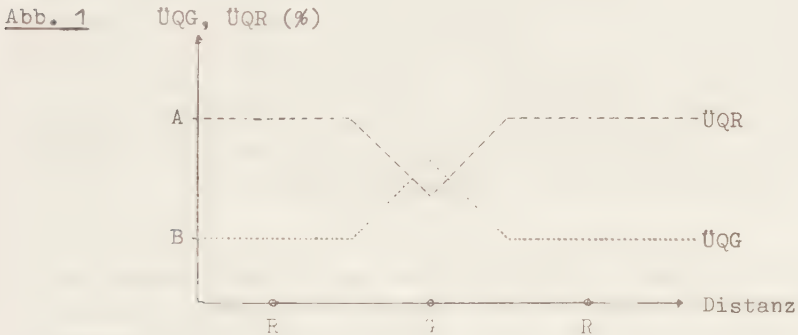
In einigen Untersuchungen zum Einfluß des Transportwiderstands auf die Höhe der Bildungsbeteiligung wird übersehen,

¹⁾ K. Weber (u. Mitarb.): Schulwegbedingungen und Schülertransport (= Arbeitsgruppe Standortforschung - Institut für regionale Bildungsplanung - GbmH, Manuskriptdruck Nr. 59), Hannover 1973, S.52ff.

²⁾ Vgl. E. Wiehn: Der vorzeitige Abgang aus der 8. und 10. Klasse - Interviewerhebung. In: R. Dahrendorf und H. Peisert (Hrsg.): Der vorzeitige Abgang vom Gymnasium. Studien und Materialien zum Schulerfolg, Villingen 1967, S.59ff.

³⁾ Unter Distanzelastizität bzw. -empfindlichkeit des Schul- oder Hochschulbesuchs soll verstanden werden, daß die Quoten des Schul- oder Hochschulbesuchs eine (negative) Funktion der Entfernung zu den Ausbildungsstätten sind. Dabei spielt keine Rolle, an welchem räumlichen Angebotspunkt die Ausbildungsnachfrage realisiert wird. In diesem Sinne ist also der Pflichtschulbesuch ex definitione entfernungsunelastisch.

daß bei isolierter Betrachtung der Übergänge zu einzelnen Schultypen Rückgänge der Übertrittsquoten möglicherweise nur über Substitutionsprozesse vermittelt sind. Diese Möglichkeit besteht dann, wenn das Standortnetz der konkurrierenden Schultypen Realschule und Gymnasium nicht deckungsgleich ist. Der dadurch verursachte Effekt läßt sich anhand einer einfachen Graphik demonstrieren.



Ausgangspunkt ist ein zweidimensionales Standortnetz weiterführender Schulen mit zwei Realschulstandorten und einem Standort eines Gymnasiums. Volksschulen seien an jedem Raumpunkt vorhanden. Angenommen wird, daß ein bestimmter Prozentsatz A der Schüler eines Schuljahrgangs die "Mittlere Reife" und ein bestimmter Prozentsatz B die Hochschulreife anstrebt. Der Anteil der übertrittswilligen Schüler sei völlig unabhängig von der Entfernung zu den nächstgelegenen Schulstandorten. Da die Ausbildungsqualifikation der "Mittleren Reife" in Form der Oberstufenreife auch am Gymnasium erworben werden kann, wird ein bestimmter Teil der Schüler, die diesen Schulabschluß anstreben, den Besuch des Gymnasiums vorziehen, wenn dieses leichter erreichbar ist. Es sei der Einfachheit halber unterstellt, daß das Ausmaß der Substitutionsprozesse eine lineare Funktion der Distanzdifferenzen zwischen dem jeweils nächstgelegenen Gymnasium und der nächstgelegenen Realschule ist. Ist die Distanzdifferenz gleich Null oder negativ, wählen den Annahmen entsprechend alle Schüler mit dem Ausbildungsziel der "Mitt-

leren Reife" den nächstgelegenen Realschulstandort. Im positiven Bereich der Distanzdifferenzen finden dagegen Substitutionsprozesse bei der Schulwahl statt; je größer die Distanzdifferenzen, desto häufiger die Substitution zugunsten des Gymnasiums.

Die unter diesen Prämissen zu erwartende räumliche Verteilung der Übertrittsquoten an Gymnasien ist durch die gepunktete Linie, die Verteilung der Übertrittsquoten an Realschulen durch die gestrichelte Linie markiert. Transformiert man diese Verteilungskurven in Funktionen, die die Höhe der Übertrittsquoten in Abhängigkeit von der Entfernung zum nächstgelegenen Standort des betrachteten Schultyps beschreiben, nehmen die Übertrittsquoten von einem bestimmten Distanzwert an mit zunehmender Entfernung ab.

Analysiert man daher den Transportwiderstand ohne Berücksichtigung des Standortnetzes der weiterführenden Schulen, so erhält man für beide Schultypen distanzelastische Übertrittsquoten auch dann, wenn Umfang und Struktur - gemessen an den erstrebten Ausbildungsqualifikationen - der Bildungsnachfrage völlig unabhängig von der räumlichen Verteilung der Schulstandorte sind.

Dieses Problem übersehen auch Schorb und Schmidbauer, die versucht haben, die Distanzempfindlichkeit der Übertrittsquoten an weiterführende Schulen näherungsweise zu quantifizieren¹⁾. Die Autoren gruppieren zu diesem Zweck ungeachtet unterschiedlicher Standortnetze ihr Untersuchungsmaterial nach den Entfernungen zwischen Schülerwohntort und dem nächstgelegenen Standort des betrachteten Schultyps. Dabei ergaben sich für Kinder aus der Unterschicht bei einer Entfernung von 15 und mehr km zur nächstgelegenen Realschule ein Rückgang der Übertrittsquoten an Realschulen um 42%, bei der gleichen Mindestentfernung zum nächstgelegenen Gymnasium ein Rückgang der Übertrittsquoten an Gymnasien um 50%. Dieser

¹⁾A.O. Schorb und M. Schmidbauer: Aufstiegsschulen im sozialen Wettbewerb, Stuttgart 1973, S.95ff.

Rückgang der Ausbildungsbeteiligung an den einzelnen Schultypen wird fälschlicherweise voll der Länge des Schulwegs zugerechnet¹⁾.

5. Ansätze zu den empirischen Untersuchungen

Die im folgenden darzustellenden empirischen Untersuchungen zum Einfluß der Verortung des Ausbildungsangebots auf Umfang und Struktur des Ausbildungsnachfrage sind im wesentlichen auf den Versuch abgestellt worden, einen Beitrag zur weiteren Aufhellung noch nicht geklärter oder noch präzisierungsbedürftiger Fragen der räumlichen Bildungsmobilität zu leisten. Im einzelnen werden folgende Probleme untersucht:

1. Die Frage, ob der Hochschulbesuch durch die Hochschulnähe angeregt wird, ist umstritten. Durch eine Reihe von regressionsanalytischen Tests wird überprüft, ob die Quoten des relativen Hochschulbesuchs distanzelastisch sind.
2. Geißlers kartographische Darstellung der räumlichen Herkunft der Studierenden nach Studienfachgebieten läßt nicht erkennen, ob Einflüsse des regional zugeordneten Studienfachangebots auch über die unmittelbaren Nahbereiche der Hochschulorte hinaus wirksam sind. Die Eignung eines bestimmten Strukturmusters zur Deskription dieser Einflüsse wird überprüft. Außerdem wird untersucht, ob sich charakteristische Substitutionsprozesse in der Studienfachwahl ergeben.
3. Es wird versucht, die Entfernungselastizität der Übertrittsquoten an weiterführende Schulen unter Ausschaltung von Substitutionseffekten quantitativ zu erfassen.

¹⁾Vgl. A.O. Schorb, M. Schmidbauer: a.a.O., S.97. - Eine Auswertung des von den Verfassern verwendeten Datenmaterials ergab, daß bei Entfernungen von 15 km zum betrachteten Schultyp der konkurrierende Schultyp in jeweils etwa 40% aller Fälle überschritten wurde.

Zusätzlich wird geprüft, ob die Schulwegbedingungen den Zeitpunkt des Übertritts an weiterführende Schulen beeinflussen.

4. Das Volumen der Substitutionsprozesse bei der Schulwahl wird auf die Abhängigkeit von der Schulweglänge hin untersucht. Damit soll die Hypothese getestet werden, daß die Ausschaltung pädagogisch unerwünschter Substitutionsprozesse nur durch identische Standortnetze weiterführender Schulen erreichbar ist¹⁾.

¹⁾Vgl. K. Klaffke: a.a.O., S.79ff.

2. Kapitel: Hochschulstandort und Hochschulbesuch

1. Einleitung

Gegenstand dieses Kapitels ist die Analyse der Beziehungen zwischen der räumlichen Verteilung der Hochschulstandorte und dem Besuch wissenschaftlicher Hochschulen. Das Schwerpunkt der Untersuchungen liegt dabei auf der Überprüfung der These von Geißler, daß die regionale Studienplatznachfrage entfernungselastisch ist¹⁾. Nur cursorisch gestreift wird dagegen der Zusammenhang zwischen der Wahl des Hochschulstandorts und den Heimatorten der Studierenden. Das Kapitel gliedert sich wie folgt:

Zunächst erfolgt eine Beschreibung des Untersuchungsgebiets, der Untersuchungszeitpunkte sowie des verwendeten bildungsstatistischen Grundlagenmaterials. Im Anschluß daran wird ein kurzer Überblick über das Wanderungsverhalten der im Untersuchungsgebiet beheimateten Studierenden gegeben. Danach werden im einzelnen die Variablen diskutiert, die bei den regressionsanalytischen Tests der These einer Distanzempfindlichkeit der Quoten des relativen Hochschulbesuchs verwendet wurden. Den Abschluß des Kapitels bildet die Darstellung der Untersuchungsergebnisse.

2. Untersuchungsraum und Untersuchungszeitpunkte

Ein erheblicher Teil des für die Untersuchungen verwendeten Zahlenmaterials liegt weder veröffentlicht noch in geeigneter Weise aufbereitet vor. Dies gilt sowohl für die bildungsstatistischen Daten wie auch für die zusätzlich herangezogenen

¹⁾Vgl. C. Geißler: Hochschulstandorte - Hochschulbesuch, Hannover 1965, Teil 1, S.90ff.

genen bevölkerungs- und erwerbsstatistischen Materialien. Soweit es in Hinblick auf die Ziele der Analyse vertretbar schien, wurde daher bei der Abgrenzung des Untersuchungsgebiets und der Auswahl der Untersuchungszeitpunkte auch den Gesichtspunkten des Aufbereitungsaufwands und der Zugänglichkeit der Daten Rechnung getragen. Der letztere Aspekt ist der entscheidende Grund dafür, daß sich alle empirischen Untersuchungen dieser Arbeit auf das Land Bayern beziehen.

Die folgenden Anmerkungen beziehen der Zweckmäßigkeit halber auch die im nächsten Kapitel darzulegende Analyse des Zusammenhangs zwischen Hochschulstandorten und Studienfachwahl ein; dort wird deshalb nicht mehr eigens auf diese Fragen eingegangen werden.

2.1. Abgrenzung des Untersuchungsgebiets

Bei der Abgrenzung des Untersuchungsgebiets war zu berücksichtigen, daß nicht nur die Distanzempfindlichkeit des Hochschulbesuchs getestet werden sollte, sondern daß darüber hinaus auch beabsichtigt war, den Zusammenhang zwischen räumlicher Verteilung der Studienfachangebote und der Studienfachwahl zu analysieren¹⁾.

Unter diesem Gesichtspunkt wurden als Untersuchungsraum vier Regierungsbezirke des Landes Bayern ausgewählt: Oberbayern, Niederbayern, die Oberpfalz und Oberfranken. Innerhalb dieser ein zusammenhängendes Gebiet bildenden Bezirke variiert die Lage der einzelnen Kreise - eine weitergehende räumliche Disaggregation ist nicht möglich - sowohl in Hinblick auf die Entfernung zum nächstgelegenen Hochschulstandort wie auch in Hinblick auf die räumliche Verteilung der Studienfachangebote hinreichend genug, um die interessierenden Hypothesen zu überprüfen. Mit insgesamt 109 Landkreisen und

¹⁾ Damit verbot sich etwa die Abgrenzung des Untersuchungsgebiets auf den Einzugsbereich eines Hochschulstandorts.

kreisfreien Städten ergibt sich eine hinreichend große Zahl von Beobachtungswerten für die ökonometrischen Tests.

2.2. Auswahl der Untersuchungszeitpunkte

Bei der Auswahl der Untersuchungszeitpunkte war größtmögliche Aktualität der Daten zunächst das wichtigste Entscheidungskriterium. Unter diesem Gesichtspunkt wäre es möglich gewesen, bei den Untersuchungen die regionale Verteilung der Studierenden des Wintersemesters 1972/73 zugrunde zu legen¹⁾. Für diesen Zeitpunkt basiert der Ausweis des ständigen Wohnsitzes der Studierenden jedoch schon auf der neuen, wesentlich großflächigeren Freiseinteilung nach der Gebietsreform des Jahres 1972. Aus diesem Grund wurde als jüngster Untersuchungszeitpunkt das Wintersemester 1971/72 gewählt; der geringe Aktualitätsverlust schien durch den methodischen Vorteil einer feineren räumlichen Disaggregation mehr als kompensiert zu sein.

¹⁾ Hierbei handelt es sich um unveröffentlichtes Material. Soweit es veröffentlichte Daten betrifft, ist der Lieferrückstand der bundesamtlichen Hochschulstatistik noch größer bzw. in den letzten Jahren noch erheblich größer geworden. Die letzten im August 1975 erschienenen Statistiken beziehen sich auf das Sommersemester 1972. Das Statistische Bundesamt vermerkt hierzu begründend: "Durch die Erweiterung des Berichtskreises und durch die Umstellungsschwierigkeiten, die zum Teil auf die Verknüpfung von Verwaltungsabläufen mit den statistischen Erhebungen sowie auf die Einführung der maschinellen Datenverarbeitung an vielen Hochschulen zurückgehen, ergaben sich Lieferverzögerungen in der Studentenstatistik, die erst allmählich überwunden werden". Statistisches Bundesamt, Fachserie A/10/V. Studenten an den Hochschulen, Sommersemester 1972, Wiesbaden, August 1975.

Die Erweiterung des Berichtskreises betrifft vor allem die durch das Gesetz über eine Bundesstatistik für das Hochschulwesen vom 31.8.1971 beschlossene Einbeziehung der Fachhochschulen in die Hochschulstatistik. Eine Übersicht über den in diesem Gesetz festgelegten Aufgabenkatalog der Hochschulstatistik und den bisherigen Stand der Durchführung findet sich in: Wirtschaft und Statistik, Heft 8, 1974, S.565ff.

Um Anhaltspunkte über zeitliche Veränderungen einer etwaigen Entfernungsempfindlichkeit der Studienplatznachfrage zu gewinnen, wurde zusätzlich die räumliche Verteilung der Studierenden zu einem früheren Zeitpunkt in die Untersuchung einbezogen. Als Vergleichszeitpunkt wurde das Wintersemester 1964/65 gewählt. Dieser Zeitpunkt bot sich deshalb an, weil für dieses Semester Daten über den Heimatwohnsitz der Studenten kreisweise aufbereitet und veröffentlicht vorlagen. Allerdings enthält diese Statistik keine nach Studienfächern getrennten Angaben; die Analyse des Zusammenhangs zwischen Hochschulort, Heimatort und Studienfachwahl wurde deshalb auf das Wintersemester 1971/72 beschränkt.

Aufgrund der spezifischen Eigenheiten des deutschen Schul- und Hochschulwesens ist die These der Entfernungselastizität der Studienplatznachfrage auch anhand der räumlichen Verteilung des Besuchs der Gymnasien überprüfbar. Auf Kreisebene regionalisierte Daten zum Übertritt an Gymnasien sind für die Jahre 1963 bis 1970 sowie für das Jahr 1972 verfügbar. Da die Angaben für 1972 ebenfalls schon auf der neuen Kreiseinteilung des Landes Bayern basieren, wurden die Übertrittsdaten des Jahres 1970 in die Untersuchung einbezogen.

2.3. Bildungsstatistische Grundlagen

Die Zahlen für die regionale Herkunft der Studierenden des Wintersemesters 1971/72 lassen sich aus den unveröffentlichten Maschinentabellen 18 der Großen Hochschulstatistik des Statistischen Bundesamtes Wiesbaden errechnen¹⁾. Diese Tabellen enthalten getrennt nach den einzelnen Hochschulen sowie nach Bundesländern Angaben über die Anzahl der deutschen Studierenden und Studienanfänger im ersten Hochschulsemester in Kreuzkombination mit den Merkmalen Geschlecht, Studienfach und Kreis des ständigen Wohnsitzes.

¹⁾ Die Tabellen 18 tragen die Bezeichnung "Deutsche Studenten/Studienanfänger nach Hochschule, ständigem Wohnsitz (kreisweise) und Studiengebieten".

Durch entsprechende Aggregation lassen sich aus diesen Daten für jeden Kreis des Untersuchungsgebiets die Zahlen für die in den Kreisen jeweils beheimateten Studierenden und Studienanfänger in Kreuzkombination mit den Merkmalen Geschlecht, Studienfach und Studienort ermitteln.

Die Tabellen 18 enthalten in Hinblick auf die vorliegende Untersuchung drei potentielle Erhebungsmängel¹⁾:

1. Die Universität und die Pädagogische Hochschule des Landes Bremen haben sich an den Erhebungen zur Großen Hochschulstatistik nicht beteiligt. Damit sind die an diesen Hochschulen immatrikulierten Studierenden aus dem Untersuchungsgebiet nicht erfaßt. Der hierdurch verursachte Fehler dürfte nicht allzu bedeutend sein. Unterstellt man für Bremen ähnliche Frequenzen der Bildungswanderung wie für die anderen norddeutschen Bundesländer Hamburg, Niedersachsen und Schleswig-Holstein, so würde der Anteil der in Bremen immatrikulierten und im Untersuchungsgebiet beheimateten Studierenden an den beheimateten Studierenden insgesamt maximal 0,1% betragen.
2. Im Wintersemester 1971/72 war die Frage nach dem ständigen Wohnsitz nur von den Studienanfängern, nicht aber von den Studierenden höherer Semester obligatorisch zu beantworten. Die Tabellen 18 weisen dennoch nur für etwa 0,05% der Studierenden keine Angaben zum Kreis des Heimatwohnsitzes aus, so daß auch dieser Fehler nicht ins Gewicht fallen dürfte.

¹⁾ Es sind dies keineswegs die einzigen Fehler dieser Statistik. So ergab eine genaue Prüfung durch die Arbeitsgruppe Standortforschung, daß an den Universitäten des Landes Hessen bei der Verschlüsselung der Herkunftskreise der in Hessen beheimateten Studierenden kein einheitlicher Gebietsstand zugrunde gelegt wurde. Dadurch wurden teilweise unter gleichen Kreiskennziffern Studierende aus verschiedenen Gebieten und unter verschiedenen Kreiskennziffern Studierende aus gleichen Herkunftskreisen ausgewiesen. Vgl. E. Bergjohann, S. Diesterweg, U. Pohl: Hochschulstandorte - Hochschulkapazitäten (= Schriftenreihe zur regionalen Bildungs- und Entwicklungsplanung des Instituts für regionale Bildungsplanung - Arbeitsgruppe Standortforschung GmbH, Bd. 24), Braunschweig 1975, S. 145.

3. Von Bedeutung könnte dagegen die letzte zu nennende Fehlerquelle sein. Die Definition des ständigen Wohnsitzes als "nicht studienbedingter Wohnsitz" führt zu Schwierigkeiten, da der Hauptwohnsitz zwar in der Regel, jedoch sicher nicht ausnahmslos mit dem Wohnsitz der Eltern bzw. mit dem Wohnsitz des Studierenden zu seiner Schulzeit identisch ist. Zwar kann die Möglichkeit bewußt falscher Angaben zum Hauptwohnsitz wahrscheinlich vernachlässigt werden. Dennoch bleiben als methodische Probleme die Mobilität der Familien während der Schul- und Studienzeit sowie vor allem auch das Unabhängigkeitsstreben eines Teils der Studierenden, das sich melde-rechtlich in der Abmeldung vom Heimatwohnsitz und in der Wahl des Studienorts als Hauptwohnsitz niederschlägt. Infolge des letztgenannten Umstands müssen die Zahlen der in den Hochschulorten beheimateten Studierenden im Sinne unserer Fragestellung als in einem freilich nicht näher bestimm- baren Ausmaß überhöht angesehen werden.

Die Angaben für das Wintersemester 1964/65 konnten ohne eigene Berechnungen den laufenden hochschulstatistischen Veröffentlichungen des Statistischen Bundesamtes entnommen werden¹⁾. Als Studienanfänger sind in dieser Statistik die Studierenden im ersten und zweiten Hochschulseмester ausgewiesen.

Bei diesen Daten ist zu beachten, daß die bundesamtliche Hochschulstatistik bis einschließlich zum Sommersemester 1970 Pädagogische Hochschulen und andere Einrichtungen der Lehrerbildung nur dann unter den wissenschaftlichen Hochschulen erfaßte, wenn die betreffenden Einrichtungen Universitäten angegliedert waren²⁾. Dies ist für die Pädagogischen Hochschulen des Landes Bayern der Fall gewesen, mit Ausnahme

¹⁾ Statistisches Bundesamt, Fachserie A "Bevölkerung und Kultur", Reihe 10.V "Bildungswesen - Hochschulen" Wintersemester 1964/65 (Große Hochschulstatistik), Wiesbaden 1968.

²⁾ Pädagogische Hochschulen und lehrerbildende Einrichtungen sind vollständig erfaßt in Fachserie A/10/IV des Statistischen Bundesamtes. Hierzu liegen jedoch keine regionalisierten Daten vor.

der Pädagogischen Hochschule in Eichstätt, deren Rechtsträger die Diözese Eichstätt ist. Für das Wintersemester 1964/65 treten damit als für die Untersuchung relevante Erhebungsmängel hinzu:

1. Nicht erfaßt sind alle im Untersuchungsgebiet beheimateten Studierenden des Lehramts an Hochschulen, die an den Universitäten nicht angeschlossenen Pädagogischen Hochschulen außerhalb Bayerns immatrikuliert waren. Geht man von der Bildungswanderung des Jahres 1971 aus, so ist der damit verbundene Fehler sehr gering. Der Anteil der außerhalb Bayerns immatrikulierten Studierenden des Volksschullehramts an den beheimateten Studierenden insgesamt betrug im Wintersemester 1971/72 0,2%.
2. Die Ausklammerung der Studierenden der Pädagogischen Hochschule Eichstätt führt nur teilweise zu einer spürbaren Unterschätzung der Studienplatznachfrage. Die Studierenden des Hochschullehramts wählen weit Überwiegend den nächstgelegenen Hochschulort als Studienort. Eichstätt liegt außerhalb des Untersuchungsgebiets; daher erfaßt der Einzugsbereich von Eichstätt nur einen sehr geringen Teil des Untersuchungsraums. Mit größeren Fehlern dürfte nur bei der kreisfreien Stadt Ingolstadt, Beilngries und Riedenburg zu rechnen sein¹⁾.

Die Zahlen für die Übertritte an Gymnasien im Jahre 1970 sind unveröffentlichten Statistiken des Staatsinstituts für Bildungsforschung und Bildungsplanung München entnommen²⁾. Diese Angaben liegen allerdings nicht nach Geschlechtern getrennt vor und beziehen auch Angehörige ausländischer Nationalität mit ein. Methodisch von Vorteil ist an diesen Zahlen, daß hiermit keine Probleme hinsichtlich der Mobilität der Familien während der Schul- bzw. Studienzeit verbun-

-
- 1) Die Schätzergebnisse bleiben praktisch unberührt davon, ob die Probanden aus dem Material eliminiert werden oder nicht.
 - 2) Für frühere Jahre (1963 bis 1967) liegen entsprechende Angaben veröffentlicht vor. Vgl. A.O. Schorb und M. Schmidbauer: Bildungsbewegung und Raumstruktur, München 1969, S.71ff.

den sind; ebenso entfallen auch die bei den Studierenden auftretenden Schwierigkeiten im Zusammenhang mit der Interpretation des ständigen Wohnsitzes als Heimatwohnsitz.

3. Zur Bildungswanderung der Studierenden

Die deskriptive Analyse des Wanderungsverhaltens der im Untersuchungsgebiet beheimateten Studierenden des Wintersemesters 1971/72 wurde nur sehr kursorisch durchgeführt. Zum einen zeigte sich schnell, daß Geißlers Befunde hierzu auch für Bayern weiterhin Gültigkeit besitzen; zum anderen liegen recht ausführliche Darstellungen der Wanderungsströme für das Wintersemester 1970/71 ebenfalls vor, so daß eine detailliertere Analyse auch unter dem Gesichtspunkt dessen, daß es sich hier um neuere Daten handelte, nicht lohnend schien. Im folgenden wird das Wanderungsverhalten der Studierenden kurz anhand zweier Tabellen illustriert.

In Tabelle 1 werden zunächst einige Angaben zum Ausmaß der überterritorialen Wanderungsströme gemacht; dabei wird nach nach Regierungsbezirken des Untersuchungsgebiets sowie nach Studiengebieten unterschieden.

Die Tabelle zeigt, wie selten großräumige Wanderungsbewegungen der Studierenden sind. Nach Fachgebieten differenziert fällt der durchgehend für alle Bezirke relativ hohe Anteil der über die Landesgrenzen hinaus wandernden Medizinstudenten auf. Auch hier kann nicht gesagt werden, ob es sich überwiegend um freiwillige Wanderungen mit ersten Standortpräferenzen außerhalb Bayerns handelt oder nicht¹⁾. Zwar ist das Studienplatzangebot für Medizin in Bayern günstiger als in den meisten anderen Bundesländern; jedoch ist auch der Anteil der Medizinstudenten im Untersuchungsgebiet wesentlich höher als im Bundesdurchschnitt. Das gleiche Interpretationsproblem ergibt sich auch für die Studierenden der Ingenieurwissenschaften.

¹⁾ Vgl. 1. Kapitel, S. 13.

Tab. 1: Anteile der innerhalb und außerhalb Bayerns immatrikulierten Studenten an den beheimateten Studierenden insgesamt nach Regierungsbezirken und Studiengebieten
- Wintersemester 1971/72 -

Studienort und Studiengebiet	Ober- bayern	Nieder- bayern	Ober- pfalz	Ober- franken
	(in %)			
Hochschulorte innerhalb Bayerns	92,4	93,6	91,7	85,7
Hochschulorte außerhalb Bayerns	7,6	6,4	8,3	14,3
davon im Studien- gebiet:				
Theologie	12,4	7,1	4,6	18,0
Medizin	14,2	15,1	19,8	20,0
Rechtswissenschaften	5,3	4,0	2,9	11,4
Wirtschafts- und Sozialwissenschaften	7,9	4,5	5,0	15,4
Geisteswissenschaften	7,1	3,7	5,2	8,8
Naturwissenschaften	5,5	4,3	7,9	12,1
Ingenieurwissenschaften	8,8	10,6	24,0	35,1

Grundlagen: Statistisches Bundesamt. Große Hochschulstatistik, Tabellen 18, Wintersemester 1971/72

Die Studienortwahl fällt nicht nur vorwiegend auf eine Hochschule des Heimatlandes, sondern in erster Linie auf die nächstgelegene Hochschule. In Tabelle 2 sind die Anteilswerte der Studienanfänger des Wintersemesters 1971/72 nach einzelnen Hochschulstandorten innerhalb Bayerns aufgeführt.

Die Verteilung der Studienanfänger auf die Hochschulen zeigt, daß auch in Bayern die starke territoriale Gebundenheit der Studierenden im wesentlichen über die regionale Bildungsseßhaftigkeit vermittelt ist. So nahmen 87,3% der in Oberbayern beheimateten Studierenden ihr Studium an den Hochschulen Münchens auf. Für die aus Niederbayern stammenden Studienanfänger sind München und Regensburg die nächstgelegenen Standorte; diese werden von 88,3% aller beheimateten Studienanfänger gewählt. Regensburg oder Erlangen-Nürnberg (für die nördliche Oberpfalz) sind die nächstgelegenen Hochschulstandorte für die Studierenden aus der Oberpfalz;

Tab. 2: Anteile der an den Hochschulen Bayerns insgesamt sowie an einzelnen Hochschulorten Bayerns immatrikulierten Studienanfänger an den beheimateten Studienanfängern insgesamt nach Regierungsbezirken
- Wintersemester 1971/72 -

Hochschul- standorte	Ober- bayern	Nieder- bayern	Ober- pfalz	Ober- franken
	(in %)			
alle Standorte	94,7	95,1	93,0	89,2
München	87,3	42,4	16,0	10,2
Regensburg	2,4	45,9	56,0	2,3
Erlangen-Nürnberg	0,4	3,2	16,0	42,9
Bamberg/Bayreuth	0,0	0,0	1,6	20,8

Grundlagen: Statistisches Bundesamt. Große Hochschulstatistik, Tabellen 18, Wintersemester 1971/72

auf diese Standorte entfallen 72% der in der Oberpfalz beheimateten Studierenden. Die nächstgelegenen Standorte für die oberfränkischen Studienanfänger sind die Pädagogische Hochschule Bamberg oder die Pädagogische Hochschule Bayreuth in Oberfranken selbst sowie die Universität Erlangen-Nürnberg in Mittelfranken; an diesen Standorten sind 63,7% der in Oberfranken beheimateten Studienanfänger immatrikuliert. Oberfranken und die Oberpfalz haben noch erhebliche Wanderungsströme nach München zu verzeichnen. Darin drückt sich sowohl die hohe überregionale Attraktivität von München aus wie auch die Tatsache, daß an den jeweils nächstgelegenen Hochschulen nicht alle Studienfächer studiert werden können; dies gilt vor allem für den größten Teil der ingenieurwissenschaftlichen Studienfächer.

Die Tendenz zur Bildungsseßhaftigkeit hat sich in den letzten Jahren noch verstärkt¹⁾. Dies drückt sich auch in abnehmenden Wanderungsströmen nach Bayern aus. Davon ist trotz einer vergleichsweise hohen Attraktivität auch die Universität München betroffen. So waren im Wintersemester 1958/59 7.200 Studierende an dieser Universität außerhalb

¹⁾Vgl. E. Bergjohann, S. Diesterweg, U. Pohl: a.a.O., S.145.

Bayerns beheimatet, was einem Anteil von 44,6% aller Studierenden der Universität München entsprach. Im Wintersemester 1971/72 kamen noch 5.200 Studierende (= 22,8% der immatrikulierten Studenten) aus dem übrigen Bundesgebiet an die Universität München.

Es sei abschließend darauf verwiesen, daß die Abnahme der großräumigen Bildungswanderungen nicht zwingend als eine Verminderung der Mobilitätsneigung der Studenten interpretiert werden kann. Vielmehr ist zu beachten, daß sich im Lauf der letzten Jahre das Hochschulnetz verdichtet hat und an den schon bestehenden Hochschulen das Studienfachangebot teilweise verbreitert worden ist. Damit ist aber auch gleichzeitig in vielen Gebieten der BRD der Zwang zur Bildungswanderung vermindert worden.

4. Die regionale Nachfrage nach Studienplätzen

4.1. Die Messung der Studienplatznachfrage

Zur Messung der regionalen Studienplatznachfrage in den beiden Wintersemestern 1964/65 und 1971/72 wurden Dichteziffern des Hochschulbesuchs verwendet. Bei der Berechnung dieser Dichteziffern wurde darauf abgestellt, eine möglichst zweckmäßig abgegrenzte Teilbevölkerung der einzelnen Kreise als Bezugsbasis für die beheimateten Studierenden zu finden. Daher wurden im Rahmen der statistischen Möglichkeiten die den Studierenden entsprechenden Altersjahrgänge zugrunde gelegt und die Ausländer aus der Wohnbevölkerung ausgeklammert. Sowohl die Altersstruktur wie der Ausländeranteil schwanken von Kreis zu Kreis nicht unerheblich, so daß die gesamte Wohnbevölkerung als Bezugsbasis mit einigen Unschärfen behaftet ist.

Aufgrund der Datenlage mußten die Bevölkerungsgruppen, auf die die Studierenden bezogen werden, unterschiedlich abgegrenzt werden, um das für beide Zeitpunkte jeweils mögliche Ausmaß an interregionaler Vergleichbarkeit der Dichteziffern

des Hochschulbesuchs jeweils voll ausschöpfen zu können. Ein intertemporaler Vergleich des relativen Hochschulbesuchs ist anhand dieser Dichteziiffern daher nicht möglich.

Für das Wintersemester 1964/65 wurden als Dichteziiffern des Hochschulbesuchs verwendet:

- (1) die Anzahl der Studienanfänger im 1. und 2. Hochschulsemester je 100 Einwohner im Alter von 19 bis unter 22 Jahren;
- (2) die Anzahl der Studierenden je 100 Einwohner im Alter von 19 bis unter 26 Jahren.

Da für die Ausländer keine altersstrukturellen Daten verfügbar waren, konnten sie für diesen Zeitpunkt nicht aus der Wohnbevölkerung ausgeklammert werden.

Für das Wintersemester 1971/72 wurden als Dichteziiffern des Hochschulbesuchs verwendet:

- (1) die Anzahl der Studienanfänger im 1. Hochschulsemester je 1.000 deutsche Einwohner im Alter von 18 bis unter 25 Jahren;
- (2) die Anzahl der Studierenden je 100 deutsche Einwohner im Alter von 18 bis unter 25 Jahren.

Für Studienanfänger und Studierende konnten hier keine differenzierten Altersgruppen als Bezugsbasis gebildet werden, da in der Bevölkerungsfortschreibung für die Ausländer keine detailliertere Alterseinteilung verwendet wird. Für Studierende und Studienanfänger wurden Dichteziiffern nach dem gleichen Schema auch nach Geschlechtern getrennt berechnet.

Die Daten zur Altersstruktur der deutschen und ausländischen Wohnbevölkerung wurden unveröffentlichten Statistiken des Bayerischen Statistischen Landesamts zur Fortschreibung der Bevölkerung des Landes Bayern nach Kreisen und kreisfreien Städten entnommen.

Zur Bezeichnung der Dichteziiffern wurde ein vierstelliger Schlüssel verwendet. Zunächst wird angegeben, ob es sich um Studierende (S) oder um Studienanfänger (A) handelt; der zweite Buchstabe bezeichnet das Geschlecht (M, W oder Z = insgesamt); die beiden letzten Stellen verbleiben zur Indizierung des Untersuchungsjahrs (64 bzw. 71): AW64 ist also z.B. die Dichteziiffer für die weiblichen Studienanfänger des Wintersemesters 1964/65.

4.2. Die Messung der Übertritte auf die Gymnasien

Hier ergaben sich keine besonderen Probleme, da das Staatinstitut für Bildungsforschung und Bildungsplanung anhand der Übertritte in die Gymnasien auch die Übertrittsquoten nach Kreisen und kreisfreien Städten bereits berechnet hatte. Die Übertrittsquoten beziehen auch die ausländischen Schüler mit ein und liegen nicht nach Geschlechtern getrennt vor.

Methodisch ist anzumerken, daß die Berechnung der Übertrittsquoten sich auf die Anzahl der Grundschüler des 4. Schuljahrgangs im Schuljahr 1969/70 bezieht¹⁾. Als tatsächlich beobachtete Übertritte standen bei der Berechnung nur die Übergänge aus dem vierten Schuljahr zur Verfügung. Die noch zu erwartenden "Übergänge aus dem fünften Schuljahr wurden unter der Annahme geschätzt, daß sie der Übergangsquote der Grundschüler aus dem 5. Schuljahrgang im Schuljahr 1969/70 entsprechen²⁾.

Als Bezeichnung für diese Nachfragevariable wird "GB70" verwendet.

1) Damit sind in der Basis nicht die vollständigen Altersjahrgänge erfaßt; es fehlen z.B. die Sonderschüler.

2) An einem Beispiel illustriert bedeutet dies folgendes: Sind im Beobachtungsjahr 1970 von den Hauptschülern des 5. Schuljahrs noch 10% auf das Gymnasium übergetreten, so wird angenommen, daß von den Grundschülern, die 1970 im 4. Schuljahr waren und nicht auf das Gymnasium übertraten, ebenfalls jeder zehnte Schüler im nächsten Schuljahr noch überwechseln wird."

4.3. Regionale Disparitäten des Hochschulbesuchs

Wie nicht anders zu erwarten, ergaben die Berechnungen der Dichteziiffern des Hochschulbesuchs deutliche regionale Unterschiede schon auf Regierungsbezirksebene. Die Ergebnisse sind in der folgenden Tabelle zusammengestellt worden.

Tab. 3: Relativer Hochschulbesuch in den Wintersemestern 1964/65 und 1971/72 nach Geschlecht und Regierungsbezirken

	Ober- bayern	Nieder- bayern	Ober- pfalz	Ober- franken
WS 1964/65				
SM64	6,34	4,12	4,37	5,29
SW64	2,40	1,47	1,40	1,70
AM64	3,36	2,43	2,81	2,83
AW64	1,53	1,02	1,08	1,18
Oberbayern = 100				
SM64	100	65	69	83
SW64	100	61	58	71
AM64	100	72	84	84
AW64	100	67	71	77
WS 1971/72				
SM71	11,78	6,75	7,62	8,11
SW71	4,90	3,02	3,22	3,06
AM71	16,71	13,58	14,63	14,30
AW71	10,62	8,71	8,46	8,05
Oberbayern = 100				
SM71	100	57	65	69
SW71	100	62	66	63
AM71	100	81	88	86
AW71	100	82	80	76

Zu beiden Zeitpunkten¹⁾ und bei beiden Geschlechtern weist Oberbayern mit Abstand den höchsten Hochschulbesuch auf;

¹⁾ Es sei nochmals daran erinnert, daß ein intertemporaler Vergleich auf der Basis dieser Dichteziiffern nicht möglich ist.

Niederbayern hat in der Regel die niedrigsten Werte zu verzeichnen. Betrachtet man die Werte für die Studienanfänger des Wintersemesters 1971/72 im Vergleich mit denen des Wintersemesters 1964/65, so zeigt sich eine Tendenz zur Nivellierung der regionalen Unterschiede in der Studienplatznachfrage¹⁾.

Auf Kreisebene sind die Schwankungen natürlich noch wesentlich stärker. So beträgt etwa die Quote des relativen Hochschulbesuchs für die weiblichen Studierenden des Wintersemesters 1964/65 im Landkreis Starnberg mit 4,88 mehr als das 20-fache des Werts für den Landkreis Neumarkt in der Oberpfalz (= 0,22 Studentinnen je 100 weibliche Einwohner im Alter von 19 bis unter 26 Jahren). Trotz eines Rückgangs der Schwankungsbreite auch auf Kreisebene ergeben sich im Wintersemester 1971/72 immerhin noch folgende Extremwerte: in Beilngries entfielen zu diesem Zeitpunkt 3,89 männliche Studienanfänger auf 1.000 deutsche männliche Einwohner im Alter von 18 bis unter 25 Jahren; für die kreisfreie Stadt Traunstein ergab sich mit 54,48 männlichen Studienanfängern ein mehr als 14 mal so hoher Wert.

Deutet man die Übertritte auf die Gymnasien nicht der Höhe, aber den Proportionen nach als räumliche Verteilung der Studienplatznachfrage etwa der Jahre 1980-82, so werden sich auch dann noch erhebliche Unterschiede im relativen Hochschulbesuch ergeben. Die niedrigste Übergangsquote hatte im Jahr 1970 der Landkreis Aichach zu verzeichnen (7,9%); für den Landkreis Starnberg ergab sich mit 45% die höchste Übertrittsquote innerhalb des Untersuchungsgebiets.

¹⁾ Beim interregionalen Vergleich der Quoten des relativen Hochschulbesuchs für die Studierenden aller Semester muß beachtet werden, daß die Unterschiede etwas überschätzt werden. Der Anteil der Studierenden des Lehramts an Volksschulen ist bei den oberbayerischen Studierenden deutlich geringer als bei den Studierenden der übrigen Bezirke. Infolge der kürzeren Verweildauer der Studierenden dieses Fachs würden sich daher auch bei gleichen Zugangsquoten je Altersjahrgang in den vier Bezirken für Oberbayern etwas höhere Dichteziffern der Studenten aller Semester ergeben.

5. Die erklärenden Variablen der Regressionsanalysen

5.1. Die Entfernungsvariablen

Zur Messung der Entfernung zwischen den Herkunftsorten der Studierenden und den Hochschulorten wurden zwei verschiedene Konzepte verwendet, die Geißlers Hypothesen über die Distanzempfindlichkeit der Studienplatznachfrage in unterschiedlicher Weise Rechnung tragen.

(1) Die Entfernung zum nächstgelegenen Hochschulort

Über diese Variable sollte zunächst Geißlers allgemeine Hypothese getestet werden, daß die Höhe der Quoten des relativen Hochschulbesuchs zu einem bestimmten Teil durch die Entfernung zu den Hochschulstandorten bedingt ist. Für jeden Kreis des Untersuchungsgebiets wurde dabei die Entfernung zum jeweils nächstgelegenen Hochschulstandort ermittelt¹⁾ (Maßeinheit = Straßenkilometer). Bei Landkreisen wurde als Bezugspunkt der Entfernungsmessung die Gemeinde mit dem Sitz des Landratsamts gewählt. Unberücksichtigt blieb dabei, welches Fächerangebot an den betreffenden Hochschulstandorten vertreten war.

Diese einfache Entfernungsvariable ist mit einer bestimmten Hypothese hinsichtlich des Wahlverhaltens der potentiellen Studierenden verknüpft. Unterstellt wird, daß die potentiellen Nachfrager, die ihre erste Studienfachpräferenz wegen einer damit notwendig verbundenen Bildungswanderung nicht realisieren können oder wollen, stattdessen eher bereit sind, näher gelegene Studienfachangebote zu wählen, als auf ein Studium überhaupt zu verzichten. Ein Studium wird nur dann nicht aufgenommen, wenn auch die Entfernung zu den nächstgelegenen Hochschulstandorten so groß ist, daß die Mobilitätsbereitschaft oder Mobilitätsmöglichkeit der potentiellen Studienplatznachfrager überfordert ist.

¹⁾ Damit bezieht sich diese Variable sowohl auf Hochschulen innerhalb des Untersuchungsgebiets (Bamberg, Bayreuth, Regensburg, München) wie auch außerhalb des Untersuchungsgebiets (Augsburg, Eichstätt und Erlangen-Nürnberg).

Explizit nicht erfaßt wird durch diese Variable die Hypothese, daß ein Teil der potentiellen Studienplatznachfrage deshalb nicht realisiert wird, weil das regionale Studienfachangebot nicht den Wünschen der Nachfrager entspricht und diese weder zu einer Bildungswanderung noch zu einer Änderung ihrer Studienwünsche bereit sind.

Anzumerken bleibt, daß Passau als Hochschulort vernachlässigt wurde. Das Studienfachangebot der dortigen Philosophisch-Theologischen Hochschule ist so speziell ausgelegt und - gemessen an der Studienplatznachfrage - so unbedeutend, daß die Einbeziehung von Passau nicht sinnvoll schien¹⁾.

Die Variablenbezeichnung ist DHST. Die Variablenwerte schwanken im Bereich von 4 bis 152 km. Für die Städte, die Hochschulstandorte sind, wurde DHST = 4 gesetzt. Für die zugehörigen Landkreise wurde DHST = 15 km angenommen.

(2) Gewichtete Entfernungsvariablen

Alternativ zur Variablen DHST wurden Entfernungsvariablen getestet, denen eine konträre Hypothese hinsichtlich des Wahlverhaltens potentieller Studenten zugrunde liegt. Bei dem Konzept der gewichteten Entfernungsvariablen wurde davon ausgegangen, daß diejenigen potentiellen Studenten, deren Entscheidung für oder gegen ein Studium von der räumlichen Nähe eines Hochschulorts abhängig ist, bestimmte Studienwünsche haben und auf ein Studium verzichten, wenn die Realisierung der Fachpräferenz mit einer Bildungswanderung verbunden ist, die die Mobilitätsbereitschaft übersteigt. Umgekehrt formuliert: es wird angenommen, daß ein breites Studienfachangebot den Hochschulbesuch erhöht.

¹⁾ Bei den philosophisch-theologischen Fächern darf unterstellt werden, daß die Bereitschaft zur Substitution eine unrealistische Annahme ist.

Neben den philosophisch-theologischen Studienfächern kann in Passau auch Pharmazie studiert werden, allerdings nur in den beiden ersten propädeutischen Semestern, so daß beim Studiur dieses Fachs ein Ortswechsel auf jeden Fall erforderlich ist.

Zum Test dieser Hypothese wurden Entfernungsvariablen konstruiert, in die mit einem bestimmten Gewichtungsschema die Entfernungen zwischen den Herkunftskreisen der Studierenden und den jeweils nächstgelegenen Standorten der verschiedenen Studienfachgebiete eingingen. Die Variablenwerte wurden nach folgender Formel errechnet:

$$D_{jH} = \sum_i g_i D_{ji}$$

wobei D_{jH} = Entfernung des Kreises j zu den Hochschulen,

D_{ji} = Entfernung zwischen dem Kreis j und dem nächstgelegenen Hochschulstandort, an dem das Fachgebiet i studiert werden kann,

g_i = Gewichtungsfaktor für die Entfernung D_{ji} .

Der erforderliche Grad der Differenzierung des Studienfachangebots nach einzelnen Fachgebieten war durch die Unterschiede in den Studienfachangeboten der einzelnen Hochschulstandorte bestimmt¹⁾. In allen Fällen, in denen München der nächstgelegene Hochschulort ist, sind die Werte der Variablen D_{jH} und der Variablen DHST identisch, da in München alle Fachgebiete vertreten sind. Für alle übrigen Kreise gilt $D_{jH} > DHST$, da an den nächstgelegenen Hochschulorten nicht alle Studienfachgebiete belegt werden können.

Die Auswahl der Gewichtungsfaktoren für die einzelnen Distanzen mußte notwendigerweise völlig spekulativ bleiben, da nur die Fachrichtungsstruktur der realisierten Studienplatznachfrage bekannt ist. Als Gewichtungsfaktoren wurden verwendet:

- (a) Die Anteilswerte der in München beheimateten Studierenden in den einzelnen Fachgebieten,
- (b) die Anteilswerte der Fachgebiete für die deutschen Studierenden insgesamt.

¹⁾ Eine knappe Beschreibung der räumlichen Verteilung der Studienfachangebote findet sich im 3. Kapitel, S. 123.

Da die Fachrichtungsstrukturen zwischen Studierenden und Studienanfängern, zwischen Studenten und Studentinnen und zwischen den beiden Untersuchungszeitpunkten Unterschiede aufweisen, mußten jeweils gesonderte Variablenreihen errechnet werden. Bei der Berechnung der Distanzwerte für das Wintersemester 1971/72 war zusätzlich zu berücksichtigen, daß sich infolge des Hochschulausbaus in Regensburg und Augsburg auch die Entfernungen zwischen einzelnen Kreisen und den nächstgelegenen Standorten bestimmter Fachgebiete geändert hatten.

Bei der Berechnung der gewichteten Entfernungsvariablen für das Wintersemester 1964/65 mußten zwei Einschränkungen getroffen werden. Zum einen konnte nur mit dem Gewichtungsschema der bundesdurchschnittlichen Anteilswerte gerechnet werden. Zum anderen konnten als Gewichtungsfaktoren nur die Anteilswerte der Studierenden verwendet werden, da für die Studienanfänger des Volksschullehramts keine nach Geschlechtern getrennten Zahlen vorlagen.

Anhand der Rechenergebnisse für das Wintersemester 1971/72 zeigte sich aber, daß die Variablenwerte weder durch die zeitliche Veränderung der Fachrichtungsstruktur noch durch die Unterschiede zwischen den Anteilswerten der Studierenden und denen der Studienanfänger noch durch Unterschiede zwischen bundesdurchschnittlichen und Münchner Anteilswerten nennenswert beeinflußt werden¹⁾. Spürbare Unterschiede ergaben sich nur

- durch die Erweiterung des Studienfachangebots in Augsburg und Regensburg, also durch die teilweise Veränderung der Distanzwerte D_{ji} , und
- zwischen männlichen und weiblichen Studierenden bzw. Studienanfängern; hier stellen sich vor allem infolge des höheren Anteils der Studentinnen des Lehramts an Volksschulen und des dichten Netzes der Pädagogischen Hochschulen für die Studentinnen überwiegend deutlich niedrigere Variablenwerte ein als für die Studenten.

¹⁾ Die Korrelationskoeffizienten liegen ausnahmslos über + 0.965.

Ein zusätzliches Problem beim Versuch, Geißlers Hypothese in eine operationale Fassung zu bringen, ergibt sich in Hinblick auf die zeitliche Dimension der Ausbildungsentscheidungen. Für die weit überwiegende Anzahl der Auszubildenden fällt die Entscheidung darüber, ob sie ein Studium absolvieren oder nicht, praktisch mit der Entscheidung darüber zusammen, ob sie als Schüler der 4. oder 5. Klasse der Grund- bzw. Hauptschule auf das Gymnasium überwechseln. Die Berücksichtigung der Erweiterung der Studienfachangebote in Augsburg und Regensburg bei den Regressionsanalysen für das Wintersemester 1971/72 impliziert daher, daß der Ausbau des Hochschulwesens innerhalb eines sehr weit vorgehenden Zeithorizonts als bekannt unterstellt wird, und teilweise auch, daß politische Entscheidungen über den Ausbau der Hochschulen von den Schülereltern antizipiert werden¹⁾. Die letztere Annahme scheint unrealistisch zu sein. Deshalb wurde für die Entfernungsvariablen des Wintersemesters 1971/72 alternativ auch die räumliche Verteilung der Studienfachangebote zugrunde gelegt, wie sie in dem Zeitraum vor dem Ausbau der Hochschulen in Augsburg und Regensburg bestand.

Die als Gewichtungsschema fungierende Fachrichtungsstruktur und der Zeitpunkt des Hochschulausbaustands, der den Distanzmessungen zugrunde liegt, können in folgender Weise aus der Kennzeichnung der Entfernungsvariablen entnommen werden:

Beispiel 1: DAWM⁷¹ = Entfernung zu den Hochschulorten (D) gewichtet mit den Anteilswerten der weiblichen Studienanfänger (AW), die in München beheimatet sind (M), und bezogen auf die räumliche Verteilung der Studienfachgebiete im Jahr 1971.

Beispiel 2: DSMD⁶⁴ = Entfernung zu den Hochschulorten (D) gewichtet mit den Anteilswerten der männlichen Studierenden (SM) in der BRD (D) und bezogen auf die räumliche Verteilung der Studienfachgebiete im Jahr 1971.

¹⁾ Im Sommer 1962 wurde das Gesetz über die Gründung der Universität Regensburg in dritter Lesung verabschiedet. Zu diesem Zeitpunkt waren die meisten Studierenden des Wintersemesters 1971/72, soweit sie sich aus Abiturienten rekrutieren, bereits Gymnasiasten.

Beide Variablentypen werden Geißlers Hypothesen nicht ganz gerecht. Während bei der Variablen DHST von einer vollständigen Anpassung der Studienwünsche an das regionale Studienfachangebot ausgegangen wird, sind bei den gewichteten Entfernungsvariablen solche Anpassungsprozesse völlig ausgeschlossen¹⁾. In dem Maße, in dem anstatt eines Studienverzichts bzw. eines Verbleibs in Haupt- oder Realschule Substitutionsprozesse zugunsten näher gelegener Studienfachangebote stattfinden, wird die Distanz zu den Hochschulen durch die gewogenen Entfernungsvariablen überschätzt, wenn der nächstgelegene Hochschulstandort nur einen Teil der Studienfächer anbietet.

So konnte es bei den Tests der Entfernungsvariablen zunächst nur darum gehen, festzustellen, welcher Variablentyp eine etwaige Distanzempfindlichkeit der Quoten des relativen Hochschulbesuchs besser erfaßt, und über eine Analyse der Residuenstrukturen zu prüfen, inwieweit sich die angesprochenen Mängel der Entfernungsvariablen in den Schätzergebnissen niederschlagen. Für den Fall, daß sich der Hochschulbesuch als entfernungselastisch erweisen sollte, war in Aussicht genommen worden, durch differenziertere Gewichtungsschemata die Abbildungstauglichkeit der Entfernungsvariablen zu verbessern.

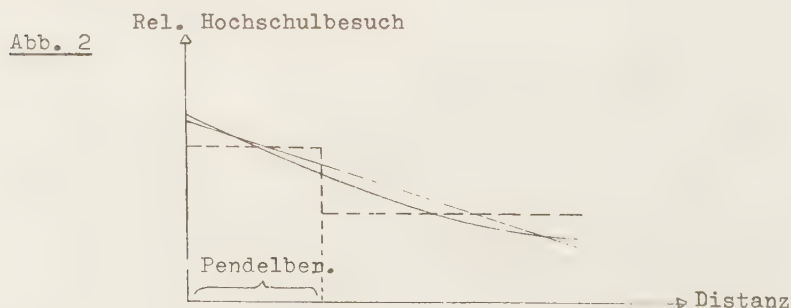
5.2. Die Pendelbereichsvariablen

Die Verwendung der Entfernungsvariablen ist mit der Annahme verknüpft, daß die Quoten des relativen Hochschulbesuchs mit zunehmender Entfernung zu den Hochschulen kontinuierlich abnehmen. Geht man aber davon aus, daß die Distanzempfindlichkeit der Studienplatznachfrage im wesentlichen über die Kosten vermittelt ist, die mit einem studienbedingten Zweit-

1) Es ist zu beachten, daß sich diese Aussagen selbstverständlich immer nur auf den Teil der potentiellen Studenten beziehen, deren Entscheidung darüber, ob sie ein Studium aufnehmen oder nicht, von der Entfernung zu den Hochschulen abhängig ist.

wohnsitz verbunden sind, dann mag es sein, daß Entfernungsfunktionen des beschriebenen Typs keine optimale Spezifikation des Zusammenhangs zwischen Höhe der Studienplatznachfrage und Erreichbarkeit der Hochschulen darstellen.

Unter diesem Gesichtspunkt liegt eher die Hypothese nahe, daß sich - unter sonst gleichen Bedingungen hinsichtlich anderer Bestimmungsfaktoren der Bildungsbeteiligung - eine Differenzierung der Dichteziiffern des Hochschulbesuchs zwischen zwei Gruppen von Kreisen einstellen wird. Es wären höhere Quoten bei den Kreisen zu erwarten, von denen aus Hochschulen noch im Tagespendeln erreichbar sind, und niedrigere Quoten für die Kreise, aus denen ein tägliches Einpendeln in den nächstgelegenen Hochschulort wegen des damit verbundenen Zeitaufwands nicht mehr möglich ist. Es mag sein, daß andere Faktoren, die eine Distanzempfindlichkeit des Hochschulbesuchs verursachen könnten, hinter dem Kriterium, ob ein Wohnsitzwechsel erforderlich ist, so weit an Bedeutung zurücktreten, daß innerhalb der beiden Gruppen von Kreisen ein signifikanter Einfluß der Entfernung nicht mehr gegeben ist. In diesem Fall wäre eine stufenförmige Funktion, wie sie in Abbildung 2 dargestellt ist, eine bessere Spezifikation des Zusammenhangs zwischen der Entfernung zum Hochschulort und der Studienplatznachfrage als eine kontinuierlich verlaufende Funktion.



Diese Alternativhypothese wurde über die Einführung von Dummyvariablen getestet, die für die Kreise mit der Möglichkeit zum täglichen Einpendeln in die Hochschulorte den Wert 1

annehmen; diese Kreise bilden den "Pendelbereich" eines Hochschulstandorts. Für die übrigen Kreise beträgt der Wert der Dummyvariablen 0.

Die Kreise, bei denen die Möglichkeit zum täglichen Einpendeln unterstellt wird, wurden nicht über Entfernungswerte, sondern über einen kritischen Zeitwert abgegrenzt. Unter Zugrundelegung der Fahrpläne öffentlicher Verkehrsmittel (Eisenbahn, S-Bahn, Bahnbus- und Postbuslinien) wurden alle die Kreise den Pendelbereichen der Hochschulstandorte zugerechnet, für die die Fahrzeit zwischen den Bahnhöfen der Hochschulorte und den Bahnhöfen der Sitze der Kreisverwaltungen bzw. der kreisfreien Städte 45 Minuten nicht überstieg.

Eine freilich nur ganz grobe Überprüfung der empirischen Relevanz dieser Abgrenzung wurde anhand der Pendelwanderungsstatistik vorgenommen. Die Pendelwanderungsstatistik der Volks- und Berufszählung vom 27.5.1970 weist für das Sommersemester 1970 die Fernpendler unter den Studierenden an wissenschaftlichen Hochschulen nach Kreisen und kreisfreien Städten aus¹⁾. Fernpendler sind dabei diejenigen Studierenden, "die neben ihrem Familienwohnsitz einen weiteren Wohnsitz haben - meist am Ort ihrer ... Ausbildungsstätte - und nur an Wochenenden oder in größeren Zeitabständen zum Familienwohnsitz zurückkehren"²⁾. Anhand dieser Zahlen wurden - probeweise für die Kreise Oberbayerns - die Quoten der Fernpendler an den insgesamt beheimateten Studierenden errechnet³⁾. Dabei ergab sich eine recht gute Übereinstimmung zwischen den Pendelbereichen und der Zone relativ niedriger Fernpendlerquoten (und damit entsprechend hoher Tagespendlerquoten).

1) Bayerisches Statistisches Landesamt: Pendelwanderung in Bayern. Ergebnisse der Volkszählung am 27.5.1970. Teil 2, Strukturdaten, Tab. 19, S.136ff. (= Beiträge zur Statistik Bayerns, Heft 329 b).

2) Bayerisches Statistisches Landesamt: a.a.O., S. XI.

3) Daß die Fernpendler des Sommersemesters 1970 auf die Studierenden des Wintersemesters 1971/72 bezogen wurden, ist dabei nicht problematisch. Man kann annehmen, daß sich in der regionalen Verteilung der Studierendenden innerhalb von 1 1/2 Jahren keine wesentlichen Änderungen ergeben haben.

Zwei verschiedene Pendeldummies wurden getestet:

- (1) Die Variable PHST, die für die Kreise innerhalb der Pendelbereiche aller Hochschulorte den Wert 1 annimmt.
- (2) Die Variable PUST, die nur für die Kreise innerhalb der Pendeleinzugsbereiche der Universitätsstandorte den Wert 1 annimmt.

Die Variable PUST wurde unter der Überlegung getestet, daß möglicherweise erst ein relativ breites Studienfachangebot zu einer spürbaren Aktivierung eines zusätzlichen Nachfragepotentials führt. Im übrigen müßten bei einem deutlich strukturierenden Effekt der Variablen PHST Einflüsse der Breite des Studienfachangebots auch aus den Residuenstrukturen ablesbar sein, falls tatsächlich nicht nur die Nähe einer Hochschule, sondern auch die Vielfalt an Studienmöglichkeiten für den Anreizeffekt von Bedeutung sein sollte.

Alternativ zu PHST und PUST wurden auch modifizierte Pendelbereichsvariablen getestet. Diesen Variablen lag die Überlegung zugrunde, daß die Frage, ob die Aufnahme eines Studiums einen Wohnsitzwechsel erfordert, bei sozial schwächer gestellten Bevölkerungsgruppen eine größere Rolle für die Ausbildungsentscheidungen spielt als bei finanziell besser situierten Schichten. Ein Test dieser Hypothese erfolgte in der Weise, daß Kreisen innerhalb der Pendelbereiche die Anteilswerte der Arbeiter und Landwirte an den männlichen Erwerbstätigen als Variablenwerte zugeordnet wurden. Die Variablenwerte für Kreise außerhalb der Pendelbereiche nehmen wieder den Wert 0 an.

Wiederum erfolgte eine Differenzierung in zwei Variablen:

- (3) Die Variable PHMD, die für die Kreise innerhalb der Pendelbereiche aller Hochschulstandorte positive Werte annimmt.
- (4) Die Variable PUMD, die nur für die Kreise innerhalb der Pendelbereiche von Universitätsstandorten positive Werte annimmt.

Die Probleme, die mit der zeitlichen Dimension von Ausbildungsentscheidungen verknüpft sind, gelten für die Pendelbereichsvariablen in gleicher Weise. Entsprechend wurden alternativ Ansätze durchgerechnet, in denen Regensburg als Universitätsstandort (PUST⁷¹) oder als Standort nur einer Pädagogischen Hochschule (PUST⁶⁴) betrachtet wurde.

5.3. Dummyvariablen für Hochschulregionen

In weiteren Testrechnungen wurde überprüft, ob die Zugehörigkeit oder Nichtzugehörigkeit der Kreise zu Hochschulregionen, wie sie konzeptionell von Geißler entwickelt worden sind, die Studienplatznachfrage tatsächlich beeinflusst. Da die Abgrenzung von Hochschulregionen nach diesem Konzept über die Struktur der Wanderungsbewegungen zu den Hochschulen erfolgt, diese aber in der vorliegenden Arbeit nur für das Wintersemester 1971/72 untersucht worden ist, blieb auch die Berechnung von Regressionsgleichungen für diese Variablen auf die Beobachtungswerte des Wintersemesters 1971/72 beschränkt.

Zwei verschiedene Typen von Hochschulregionen wurden in die Berechnung einbezogen:

(1) Die Hochschulregion ZAHR

Die Hochschulregion ZAHR umfaßt alle Kreise, aus denen im Wintersemester 1971/72 jeweils mindestens 50% der beheimateten Studierenden an die regional zugeordneten Hochschulstandorte wanderten¹⁾.

¹⁾ Diese Abgrenzung entspricht dem Konzept, das die Arbeitsgruppe Standortforschung in einer Untersuchung zur Hochschulplanung in Bayern bei der Bestimmung der Hochschulregionen/Zone A zugrunde gelegt hat. Vgl. H.U. Müller (u. Mitarb.): Grundlagen für die Standort- und Kapazitätsplanung von Hochschulen in Bayern (= Manuskriptdruck Nr. 46 der Arbeitsgruppe Standortforschung/Institut für regionale Bildungsplanung GmbH), Hannover 1973, S.90ff. Geißler ist Leiter des Instituts. Seine empirischen Untersuchungen haben das von der Arbeitsgruppe vertretene Konzept einer regionalisierten Hochschulplanung wesentlich beeinflusst.

Die Operationalisierung erfolgt über die Dummyvariable ZAHR, die für die Kreise innerhalb dieser Hochschulregion den Wert 1 und ansonsten den Wert 0 annimmt.

Ein Problem ist bei diesem Test die Tatsache einer im Vergleich zu anderen Bundesländern stärkeren territorialen Fixierung der bayerischen Studenten. Dies führte in der Vergangenheit insbesondere für den Standort München zu einer atypisch weiten Ausdehnung der Hochschulregion dieses Standorts. Durch die Gründung der Universität Regensburg hat sich allerdings die Region München bis zum Wintersemester 1971/72, vor allem gemessen an den Wanderungsströmen der Studienanfänger, wesentlich verkleinert. Dennoch sollten Geißlers Vorbehalte hinsichtlich eines auch für Bayern gültigen Zusammenhangs zwischen Hochschulregionen und relativem Hochschulbesuch in Rechnung gestellt werden¹⁾. Die Testergebnisse sind daher im Falle einer statistischen Falsifikation mit einer gewissen Vorsicht zu betrachten.

(2) Die Zone ZAUT

Zur Abgrenzung der Hochschulregion ZAUT wurden die Schwellenwerte herangezogen, die Geißler ursprünglich zur Abgrenzung der Hochschulregionen verwendet hat²⁾. Die Region ZAUT entspricht dabei der Gruppe aller der Kreise, die der Zone A der Hochschulregion einer Universität und gleichzeitig der Zone A der Hochschulregion einer Technischen Hochschule zugeordnet sind.

Die Region ZAUT entspricht im Wintersemester 1971/72 mit einigen geringfügigen Erweiterungen dem Pendelbereich des Standorts München. Daher erlaubt der Test dieser Variablen in prägnanter Weise die Überprüfung der Hypothese, daß die räumliche Nähe eines Hochschulstandorts kombiniert mit einem umfassenden Fächerangebot zum Hochschulbesuch anregt.

¹⁾Vgl. C. Geißler: Hochschulstandorte - Hochschulbesuch, Hannover 1965, Teil 1, S.70 und S.95.

²⁾Vgl. 1. Kapitel, Abschn. 3.3, S.21.

Die Bedenken Geißlers fallen hierbei weniger ins Gewicht, da sich unter Zugrundelegung eines Anteils von mindestens 70% in München immatrikulierter Studenten an den in den einzelnen Kreisen insgesamt beheimateten Studierenden im Wintersemester 1971/72 eine flächenmäßige Ausdehnung der Zone ZAUT ergibt, die nicht mehr wesentlich über die Größe der Zone A der Hochschulregionen anderer Hochschulstandorte hinausgeht¹⁾.

Die Operationalisierung erfolgt wie für die Zone ZAHR durch Einführung einer entsprechenden Dummyvariablen.

5.4. Die Schulausstattung der Kreise

Für die zu untersuchenden Zeitpunkte gilt, daß sich die Studierenden zu über 85% aus Abiturienten rekrutieren. Da einige empirische Untersuchungen darauf verweisen, daß die Erreichbarkeit eines Gymnasiums die Chance eines Wechsels von der Volksschule auf das Gymnasium beeinflusst, hängt die Höhe der regionalen Studienplatznachfrage auch davon ab, in welcher Dichte die einzelnen Teilräume des Untersuchungsgebiets mit Gymnasien ausgestattet sind.

Diese Determinante des Hochschulbesuchs wird vor allem deshalb in die Untersuchung einbezogen, um zu kontrollieren, ob ein etwaiger Zusammenhang zwischen relativem Hochschulbesuch und Entfernung zu den Hochschulorten möglicherweise darauf zurückzuführen ist, daß einer wachsenden Entfernung zu den Hochschulorten eine schlechtere Ausstattung mit Gymnasien korrespondiert²⁾.

1) Die Zone ZAUT ist andererseits wesentlich kleiner als die Hochschulregionen anderer Standorte insgesamt, also unter Einschluß der Zone B. Auch für die Hochschulregionen insgesamt hatte sich bei Geißler ein gegenüber den hochschulleeen Räumen um 25% höherer Hochschulbesuch ergeben. Vgl. 1. Kapitel, Abschn. 3.3, S. 22.

2) In diesem Fall wäre eine Distanzelastizität der Quoten des relativen Hochschulbesuchs schwierig zu interpretieren. Da die Gymnasien bis zu einem gewissen Grad nachfrageorientiert verteilt sind, könnte die schlechtere Schulausstattung dadurch bedingt sein, daß die Nachfrage aufgrund weiter Entfernungen zu den Hochschulen gering ist.

In den Regressionsanalysen wird dieser Faktor näherungsweise über die Dummyvariable GSTO erfaßt. Alle Kreise, in denen sich kein Gymnasium befand, erhielten $GSTO = 1$ zugeordnet; für Kreise, in denen sich mindestens ein Gymnasium befand, nimmt GSTO den Wert 0 an. Dabei ist folgendes zu beachten:

- Bei den Schätzgleichungen für das Wintersemester 1971/72 ist Referenzzeitpunkt für die Schulausstattung das Jahr 1961, bei den Schätzgleichungen für das Wintersemester 1964/65 das Jahr 1954¹⁾. Mit dieser Fixierung sind einige Ungenauigkeiten verbunden, da sich selbst die Studienanfänger und noch weniger natürlich die Studierenden ausschließlich aus diesen Einschulungsjahrgängen an den Gymnasien rekrutieren. Allerdings hat sich das Netz der Gymnasien bis Anfang der 60er Jahre nur sehr langsam verdichtet, so daß sich die Ungenauigkeiten in einem für den vorliegenden Untersuchungszweck vertretbaren Rahmen halten. Als weiteres Störmoment kommt auch hier wieder die Mobilität der Familien hinzu.
- In der Mehrzahl der Landkreise, die mit Gymnasien ausgestattet sind, gab es nur einen Standort dieses Schultyps. Daher wurde als gleichwertig eine Situation betrachtet, in der zwar ein Landkreis kein Gymnasium besaß, aber eine räumlich zugeordnete kreisfreie Stadt Standort eines Gymnasiums war. In diesen Fällen nimmt die Variable GSTO also auch für den zugehörigen Landkreis den Wert 0 an²⁾.

5.5. Die Sozialstrukturvariable

Die bestimmende Determinante des Ausmaßes der regionalen Studienplatznachfrage ist ohne Zweifel die sozialstrukturelle

¹⁾ Die Ortsverzeichnisse der Gymnasien Bayerns finden sich in: Bayerisches Statistisches Landesamt. Statistische Berichte. Reihe B I 1 - j. Gymnasien, Vorberichte. - Referenzzeitpunkt für die Übertrittsquoten auf Gymnasien zum Schuljahr 1970/71 ist der Ausbaustand vom 1.10.1970.

²⁾ Trotz dieser Einschränkungen enthalten die Testläufe für das Wintersemester 1964/65 41 Probanden und die Testläufe für das Wintersemester 1971/72 26 Probanden mit $GSTO = 1$.

Zusammensetzung der Bevölkerung in den Teilräumen des Untersuchungsgebiets. Es war daher von vornherein anzunehmen, daß ein großer Teil der Unterschiede in den Quoten des relativen Hochschulbesuchs z.B. zwischen den Hochschulstandorten selbst und ländlich geprägten Räumen weit mehr auf sozialstrukturelle Einflüsse als auf die unterschiedlich gute Erreichbarkeit der Hochschulen zurückzuführen ist.

In den Tabellen 18 der Großen Hochschulstatistik werden die Studierenden zwar nach ihrer räumlichen, nicht aber nach ihrer sozialen Herkunft ausgewiesen. Dies hat für die vorliegende Untersuchung zwei Konsequenzen:

- Getrennte Regressionsanalysen für die Studierenden einzelner sozialer Gruppen können nicht durchgeführt werden. Die Untersuchung setzt also genau auf der Ebene an, auf die auch Geißler seine Hypothese einer Distanzempfindlichkeit des Hochschulbesuchs bezieht: daß nämlich regionale Unterschiede in der Studienplatznachfrage insgesamt mit auf die unterschiedliche Versorgung der einzelnen Teilräume mit Hochschuleinrichtungen zurückzuführen seien.

Schichtspezifische Unterschiede in der Bedeutsamkeit dieses Faktors können damit quantitativ nicht fixiert werden¹⁾.

- Eine Eliminierung sozialstruktureller Einflüsse bei der Berechnung von Entfernungselastizitäten ist nur möglich, indem die Sozialstruktur der Kreise in den zu schätzenden Regressionsgleichungen explizit berücksichtigt wird. Die Möglichkeiten einer exakten Erfassung dieses Einflußfaktors sind bei einer auf Kreisebene disaggregierten Analyse des Hochschulbesuchs freilich sehr beschränkt, da die erfor-

¹⁾ Wie erfahren eine versuchsweise indirekte Berücksichtigung durch die Variablen PHMD und PUMD. Geht man von der plausiblen Annahme aus, daß höhere Werte der im folgenden zu beschreibenden Sozialstrukturvariablen geringeren Anteilen der unteren sozialen Schichten an der Wohnbevölkerung entsprechen, dann wird deren vermutlich höhere Distanzempfindlichkeit auch bei den Variablen PHST und PUST in einem gewissen Ausmaß dann erfaßt, wenn der Funktionalzusammenhang linear spezifiziert wird. In diesem Fall nimmt die geschätzte Erhöhung der Studienplatznachfrage innerhalb der Pendelbereiche mit wachsenden Werten der Sozialstrukturvariablen relativ ab.

derlichen sozialstatistischen Unterlagen nur sehr lückenhaft vorhanden sind.

Den Ansatzpunkt für die Konstruktion der Sozialstrukturvariablen, kurz auch Sozialindex genannt, bilden die Angaben der Großen Hochschulstatistik über die berufliche Stellung der Väter der deutschen Studierenden¹⁾. In dieser relativ detaillierten Aufschlüsselung liegen allerdings entsprechende Erwerbsstatistiken auf Kreisebene nicht vor. So wurde zunächst eine Klassifikation der Studierenden nach der beruflichen Stellung des Vaters gebildet, die den Klassifikationsmerkmalen entspricht, die auf Kreisebene verfügbar sind. Folgende Merkmale hinsichtlich der beruflichen Stellung konnten berücksichtigt werden:

- (1) Selbständige (ohne Landwirte),
- (2) Selbständige Landwirte,
- (3) Beamte,
- (4) Angestellte,
- (5) Arbeiter.

Für diese Gruppen wurde auf Grundlage der Ergebnisse der Volks- und Berufszählungen 1961 bzw. 1970 zunächst berufsprüfungsspezifische bundesdurchschnittliche Quoten des relativen Hochschulbesuchs errechnet²⁾:

¹⁾Vgl. Statistisches Bundesamt. Fachserie A/10/V. Hochschulen. Große Hochschulstatistik WS 1964/65 und WS 1971/72.

²⁾Die erwerbsstatistischen Grundlagendaten sind entnommen aus:

- a) Statistisches Bundesamt. Fachserie A. Bevölkerung und Kultur. Volks- und Berufszählung vom 6.6.1961. Heft 14.
- b) Statistisches Bundesamt. Fachserie A. Bevölkerung und Kultur. Volks- und Berufszählung vom 27.5.1970. Heft 17.
- c) Bayerisches Statistisches Landesamt. Beiträge zur Statistik Bayerns, Heft 254 c. Ergebnisse der Berufszählung vom 6.6.1961. Teil 2, Band B.
- d) Bayerisches Statistisches Landesamt. Beiträge zur Statistik Bayerns, Heft 328 a. Unterhalt und Erwerbstätigkeit der Bevölkerung in Bayern. Volkszählung vom 27.5.70.

Die Zahlen der selbständigen Landwirte nach Kreisen und kreisfreien Städten wurden unveröffentlichten Unterlagen des Bayerischen Statistischen Landesamtes entnommen.

$$\frac{S_i^D}{E_i^D} = \frac{\text{Studierende mit Vätern der Erwerbsgruppe i}}{\text{männliche Erwerbstätige der Erwerbsgruppe i}}$$

Unter Verwendung dieser Quoten wurden für die Kreise und kreisfreien Städte des Untersuchungsgebiets Indexwerte der Sozialstruktur nach folgender Formel errechnet:

$$SI_j = \frac{\sum_{i=1}^5 \frac{S_i^D}{E_i^D} \cdot E_{ij}}{\sum_{i=1}^5 E_{ij}}$$

wobei S_i^D/E_i^D = bundesdurchschnittliche Quote des relativen Hochschulbesuchs der Erwerbsgruppe i,

E_{ij} = Anzahl der männlichen Erwerbstätigen der Erwerbsgruppe i im Kreis j.

Wäre der relative Hochschulbesuch ausschließlich durch die erwerbsgruppenspezifischen Unterschiede des Hochschulbesuchs bestimmt, dann müßten die Quoten des relativen Hochschulbesuchs proportional mit den Werten des Sozialindex variieren.

Diese Sozialindizes wurden für die beiden Semester unter Verwendung der jeweils entsprechenden Quoten des relativen Hochschulbesuchs getrennt für die Studierenden und Studienanfänger sowie nach Geschlechtern getrennt errechnet. Für das Wintersemester 1971/72 mußten allerdings auch in den Schätzgleichungen für die Studierenden die Variablenreihen des Sozialindex für die Studienanfänger verwendet werden, da die Hochschulstatistik für diesen Zeitpunkt nur Angaben zur sozialen Herkunft der Studienanfänger, nicht aber der Studierenden aller Semester enthält. An den Variablenwerten für das Wintersemester 1964/65 läßt sich ablesen, daß die regionalen Unterschiede in beiden Reihen kaum voneinander abweichen.

In ähnlicher Weise wie für den Hochschulbesuch wurde auch für den Besuch der Gymnasien im Schuljahr 1970/71 ein Sozialindex errechnet. Die durchschnittlichen Quoten des relativen Schulbesuchs beziehen sich dabei nicht auf die Bundesrepublik, sondern auf Bayern¹⁾.

Die Sozialstrukturvariablen des Hochschulbesuchs wurden mit einem vierstelligen Buchstabenschlüssel gekennzeichnet: SI (Sozialindex), S oder A (Studierende oder Studienanfänger), M, W oder Z (männlich, weiblich oder insgesamt). So wird z.B. der Sozialindex für männliche Studienanfänger mit "SIAM" bezeichnet. Der Sozialindex für den Besuch der Gymnasien erhielt die Kennzeichnung "SIGB".

Der verwendete Sozialindex ist gewiß mit einer Reihe von erheblichen Unschärfen behaftet und erfaßt daher die auf die sozialstrukturellen Unterschiede der Kreisbevölkerungen zurückgehenden Abweichungen in der Studienplatznachfrage nur unzulänglich. Am wenigsten fällt dabei noch ins Gewicht, daß auf die Erwerbstätigenzahlen zu den Zeitpunkten der Volks- und Berufszählungen zurückgegriffen werden mußte und der Wandel der Erwerbsstruktur von 1961 bis 1964 bzw. von 1970 bis 1971 unberücksichtigt bleibt. Von Bedeutung ist dagegen z.B., daß das sehr wichtige Merkmal der schulischen Ausbildung der Erwerbstätigen nicht erfaßt ist. Auch lassen sich innerhalb der einzelnen Erwerbsgruppen noch erhebliche schichtenspezifische Unterschiede des Hochschulbesuchs feststellen; Verschiebungen innerhalb der Erwerbsgruppen reflektiert der Sozialindex nicht. Deshalb dürfte die Sozialstrukturvariable vor allem das Bildungsgefälle zwischen städtischen und ländlichen Kreisen unterschätzen, da sich in den größeren Städten die Zusammensetzung z.B. der Selbstständigen und der Angestellten mit großer Wahrscheinlichkeit zugunsten der Erwerbstätigen mit höherem Sozialstatus und entsprechend stärkerer Bildungsaspiration verschiebt²⁾.

1) Vgl. Bayerisches Statistisches Landesamt. Statistische Berichte. Reihe B I 1 - j. Gymnasien. Schuljahr 1970/71.

2) Die Schätzergebnisse haben dies bestätigt: die Quoten des relativen Hochschulbesuchs variieren überproportional mit den Sozialindexwerten.

Infolge des sehr hoch entwickelten tertiären Sektors in München dürften insbesondere die Sozialindexwerte von München (-Stadt und -Land) sowie der von den gehobenen Sozialschichten als Wohnsitz bevorzugten Landkreise Starnberg und Wolfratshausen zu niedrig liegen¹⁾.

Bei allen Einwänden gegen diesen Index ist jedoch im Auge zu behalten, daß er im wesentlichen als Kontrollvariable dafür fungiert, ob die Untersuchung der Hypothese, daß die Studienplatznachfrage distanzempfindlich ist, ohne Trennung der Studierenden nach ihrer sozialen Herkunft möglich ist. Entscheidend ist daher nur, daß durch die Ungenauigkeiten des Sozialindex eine etwa bestehende Entfernungselastizität der Quoten des Hochschulbesuchs nicht verdeckt wird, und umgekehrt, daß die nicht erfaßten sozialstrukturellen Einflüsse räumlich nicht so streuen, daß hierdurch eine in Wahrheit nicht bestehende Entfernungselastizität der Studienplatznachfrage "erzeugt" wird. Folgende Hypothese erscheint plausibel: ergibt sich zwischen den relevanten Testvariablen und dem Sozialindex keine störende Interkorrelation, dann ist zu erwarten, daß auch die Abbildungsfehler des Sozialindex nicht in Abhängigkeit von den übrigen Variablen streuen.

Um einen ungefähren Eindruck von den erwerbsgruppenspezifischen Differenzen des Hochschulbesuchs zu vermitteln, sind in Tabelle 4 die Quoten des relativen Hochschulbesuchs zusammengestellt worden.

Es zeigt sich die bekannte Unterrepräsentation von Studierenden aus den Familien von Arbeitern und Landwirten; diese Unterrepräsentation ist allerdings in einem gewissen Umfang abgebaut worden. Eine überraschend starke Nivellierung der geschlechtsspezifischen Unterschiede des Hochschulbesuchs ist ebenfalls festzustellen, wenngleich auch hier von einer Chancengleichheit noch nicht gesprochen werden kann.

¹⁾ Auch der vergleichsweise hohe Ausländeranteil in der Region München wirkt sich in Richtung einer Unterschätzung der sozialstrukturell bedingten Studienplatznachfrage aus.

Tab. 4: Quoten des relativen Hochschulbesuchs nach Erwerbsgruppen (Wintersemester 1964/65 und 1971/72)

Erwerbsgruppe	Auf je 1.000 Erwerbstätige entfielen			
	im WS 1964/65		im WS 1971/72	
	männliche	weibliche	männliche	weibliche
	Studienanfänger	Studienanfänger	Studienanfänger	Studienanfänger
Selbständige (o. Landwirte)	5,22	2,27	6,22	5,01
Selbständige Landwirte	1,25	0,40	2,92	2,40
Beamte ¹⁾	8,73	3,71	6,20	4,90
Angestellte	3,12	1,16	3,70	2,67
Arbeiter	0,25	0,05	0,77	0,39

Es wird verschiedentlich übersehen, daß diese Quoten kein exakter Ausdruck der erwerbsgruppenspezifischen Unterschiede in der Bildungsbeteiligung sind, da die Altersstrukturen der Erwerbstätigen der einzelnen Erwerbsgruppen voneinander abweichen²⁾. So wird z.B. die Bildungsbeteiligung der Arbeiterkinder vergleichsweise unterschätzt, die der Kinder von Selbständigen und Landwirten vergleichsweise überschätzt. Die Quoten dürfen also nicht im Sinne altersspezifischer Quoten der Bildungsbeteiligung interpretiert werden. Für die Berechnung solcher Quoten wären Zahlen über die den Studienanfängern entsprechenden Altersjahrgänge, aufgeschlüsselt nach der beruflichen und sozialen Stellung der Eltern, erforderlich. Die amtliche Statistik liefert solche Daten nicht.

1) Die Bezugsbasis für das Wintersemester 1971/72 bilden die Beamten einschließlich der Berufs- und Zeitsoldaten sowie der Soldaten im Grundwehrdienst. Daraus erklärt sich die im Vergleich zum WS 1964/65 niedrigere Quote für die männlichen Studienanfänger.

2) Dies gilt natürlich in gleicher Weise für die häufig verwendeten Vergleiche zwischen den Anteilswerten der Studierenden aus bestimmten Erwerbsgruppen und den Anteilswerten dieser Erwerbsgruppen an der Erwerbsbevölkerung.

5.6. Zusammenfassung

Zur statistischen Erklärung der regionalen Unterschiede des Hochschulbesuchs werden in den Regressionsanalysen folgende unabhängige Variablen verwendet (in Klammern ist das den Hypothesen entsprechende Vorzeichen angegeben):

- (1) ungewichtete und gewichtete Variablen der Entfernung zwischen den Herkunftskreisen der Studierenden und den Hochschulorten (-);
- (2) Dummyvariablen, die die Zugehörigkeit oder Nichtzugehörigkeit der Herkunftskreise der Studierenden zu den Pendelbereichen der Hochschulstandorte ausdrücken (+);
- (3) Dummyvariablen, die die Zugehörigkeit oder Nichtzugehörigkeit der Herkunftskreise der Studierenden zu Hochschulregionen ausdrücken (+);
- (4) eine Dummyvariable, mit der die Ausstattung der Herkunftskreise der Studierenden mit Gymnasien erfaßt wird (-);
- (5) eine Sozialstrukturvariable, die die aus der unterschiedlichen Erwerbsstruktur der Kreise resultierenden Einflüsse auf die Quoten des relativen Hochschulbesuchs auffangen soll (+).

Alle Regressionsgleichungen wurden sowohl linear wie logarithmisch-linear geschätzt. Dabei wurde ein von F. Gebhardt (Deutsches Rechenzentrum Darmstadt) geschriebenes Programm "Regressionsanalyse mit Tests (REGT)" verwendet. Die Berechnungen wurden auf der EDV-Anlage des Leibniz-Rechenzentrums der Bayerischen Akademie der Wissenschaften durchgeführt¹⁾.

¹⁾ Die Einrichtung des Programms auf diese Anlage (TR 440) erfolgte durch Dipl.-Mathematiker F. Müller und Dipl.-Volkswirt R. Koll.

6. Die Untersuchungsergebnisse

6.1. Einleitung

Kurz umrissen lassen sich die Ergebnisse der Untersuchungen vorweg in drei Punkten zusammenfassen:

- (1) Der Einfluß der Nähe der Hochschulen auf den Hochschulbesuch ist mit Sicherheit räumlich sehr eng begrenzt. Während ein lokaler Mobilisierungseffekt nicht ausgeschlossen werden kann, ist ein regionaler Anreizeffekt des Hochschulangebots auf den Umfang der Studienplatznachfrage statistisch nicht nachweisbar.
- (2) Auch der lokale Anreizeffekt des Angebots konnte nicht für alle Untersuchungszeitpunkte festgestellt werden; offensichtlich ist seine Existenz von zusätzlichen Bedingungen wie etwa Bildungswerbung o.ä. abhängig.
- (3) Ein Einfluß der Breite des Studienfachangebots auf die Studienplatznachfrage konnte ebenfalls nicht nachgewiesen werden.

Geißlers Hypothesen finden damit kaum eine statistische Bestätigung.

Die Reihenfolge in der Darstellung der Ergebnisse orientiert sich im wesentlichen an den einzelnen Arbeitsschritten während der empirischen Untersuchungen. Dies bedingt, daß zunächst einige Ergebnisse präsentiert werden, die hernach modifiziert und korrigiert werden müssen. Dieses etwas umständlich erscheinende Verfahren wurde aus zwei Gründen eingeschlagen. Zum einen wurden in einigen Rechenansätzen Einschränkungen in der Probandenauswahl vorgenommen, die nur anhand der vorangegangenen Untersuchungsergebnisse verständlich sind. Zum anderen, und dies war der entscheidende Gesichtspunkt, sollte gezeigt werden, mit welcher Vorsicht selbst statistisch gut gesicherte Schätzergebnisse für Ein-

flußfaktoren behandelt werden müssen, deren strukturierender Effekt auf die zu erklärenden Variablen gering ist.

Ausnahmslos sind die Einflüsse der räumlichen Lage der Kreise zu den Hochschulen, soweit sie überhaupt statistisch signifikant sind, gemessen an der durch die betreffenden Variablen erklärten Varianz sehr gering. Infolgedessen traten bei den Regressionsanalysen zwei Probleme auf. Bedingt durch das geringe Ausmaß der erklärten Varianz führen auch schon sehr schwache Interkorrelationen zwischen den unabhängigen Variablen zu teilweise erheblichen Instabilitäten der Schätzkoeffizienten. Dadurch werden Aussagen über die quantitativen Effekte der einzelnen Variablen unmöglich gemacht, da die durch Multikollinearität verursachten Zuordnungsprobleme nicht lösbar sind. Die zweite Schwierigkeit ist die, daß Fehlspezifikationen der Funktionalzusammenhänge nicht durch die Ergebnisse der Normalitätstests für die Residuen signalisiert werden und auch aus Ex-post-Prognosen bzw. einem Vergleich von Beobachtungswerten und Schätzwerten kaum Hinweise auf bessere Spezifikationen zu entnehmen sind. Um zu einer wenigstens näherungsweise richtigen Einschätzung der Struktur des Zusammenhangs zwischen räumlicher Verteilung der Hochschulen und regionaler Studienplatznachfrage zu gelangen, war daher eine umfangreiche Reihe von Testrechnungen notwendig.

Um den Text nicht allzusehr mit Regressionsgleichungen zu überfrachten, werden die Schätzergebnisse überwiegend nur anhand von exemplarischen Gleichungen dokumentiert. Zur Erleichterung der Bezugnahme werden die Gleichungen innerhalb des Kapitels durchnummeriert.

6.2. Der Einfluß der Entfernungsvariablen auf die Dichteziffern des Hochschulbesuchs

a) Ergebnisse für die drei Untersuchungszeitpunkte

Anhand einiger Beispiele werden zunächst die Resultate der Regressionsanalysen für den relativen Hochschulbesuch in den Wintersemestern 1964/65 und 1971/72 sowie für die Übertrittsquoten auf Gymnasien im Jahr 1970 dargestellt und knapp erläutert. Im Anschluß daran erfolgt eine genauere Analyse der Ergebnisse.

Für das Wintersemester 1964/65 ergaben sich sowohl für die Studierenden wie für die Studienanfänger signifikante Einflüsse der Entfernungsvariablen auf die Quoten des relativen Hochschulbesuchs¹⁾:

$$\begin{aligned}
 (1) \text{ SZ64} &= -0.2953 + 2.6596 \text{ SISZ} - 0.0085 \text{ DHST} \\
 &\quad (0.2851) \quad (0.1677) \quad (0.0024) \\
 &\quad 0.3025 \quad 0.0 \quad 0.0007 \quad r^2 = 0.7107 \\
 &= 3.4702 - 0.0072 \text{ DHST} \\
 &\quad (0.2886) \quad (0.0044) \\
 &\quad 0.0 \quad 0.1065 \quad r^2 = 0.0242 \\
 \\
 (2) \text{ SZ64} &= -0.0689 + 2.6399 \text{ SISZ} - 0.0071 \text{ DSZD}^{64} \\
 &\quad (0.3124) \quad (0.1666) \quad (0.0019) \\
 &\quad 0.8260 \quad 0.0 \quad 0.0004 \quad r^2 = 0.7140 \\
 &= 3.7415 - 0.0071 \text{ DSZD}^{64} \\
 &\quad (0.3641) \quad (0.0035) \\
 &\quad 0.0 \quad 0.0453 \quad r^2 = 0.0369 \\
 &= -0.7430 + 2.6406 \text{ SISZ} \\
 &\quad (0.2676) \quad (0.1761) \\
 &\quad 0.0065 \quad 0.0 \quad r^2 = 0.6774
 \end{aligned}$$

¹⁾ Unter den Regressionskoeffizienten werden jeweils die Standardfehler (in Klammern) und Irrtumswahrscheinlichkeiten der Koeffizienten angegeben. Bei den Irrtumswahrscheinlichkeiten sind definiert

0.0000 als: $0.0001 > 0.0000 \geq 0.00001$ und

0.0 als: $0.0 < 0.00001$

$$\begin{aligned}
 (3) \text{ AZ64} &= \begin{matrix} 0.1272 & + & 0.7337 & \text{SIAZ} & - & 0.0040 & \text{DHST} \\ (0.1855) & (0.0611) & & & (0.0015) \\ 0.4946 & 0.0 & & & 0.0102 \end{matrix} & r^2 = 0.5838 \\
 &= \begin{matrix} 2.0023 & & & - & 0.0033 & \text{DHST} \\ (0.1533) & & & (0.0024) \\ 0.0 & & & 0.1709 \end{matrix} & r^2 = 0.0174 \\
 (4) \text{ AZ64} &= \begin{matrix} 0.2378 & + & 0.7278 & \text{SIAZ} & - & 0.0034 & \text{DSZD}^{64} \\ (0.2030) & (0.0608) & & & (0.0012) \\ 0.2441 & 0.0 & & & 0.0068 \end{matrix} & r^2 = 0.5867 \\
 &= \begin{matrix} 2.1347 & & & - & 0.0033 & \text{DSZD}^{64} \\ (0.1936) & & & (0.0019) \\ 0.0 & & & 0.0769 \end{matrix} & r^2 = 0.0285 \\
 &= \begin{matrix} -0.0811 & + & 0.7269 & \text{SIAZ} \\ (-0.1221) & (0.0627) \\ 0.6384 & 0.0 \end{matrix} & r^2 = 0.5570
 \end{aligned}$$

Die Schätzgleichungen zeigen, daß der Einfluß sowohl der gewogenen Entfernungsvariablen DSZD wie der ungewogenen Variablen DHST in den Zweifachregressionen signifikant ist. Allerdings macht in beiden Fällen die durch die Entfernungsvariablen erklärte Varianz der Quoten des relativen Hochschulbesuchs nur einen sehr kleinen Bruchteil der Gesamtvarianz aus. Trotz des geringen Beitrags zur erklärten Varianz sind die Schwankungen der Regressionskoeffizienten beim Übergang von der Zweifach- zur Einfachregression nicht allzu groß, da die beiden erklärenden Variablen jeweils fast völlig unabhängig voneinander sind. Die multiple Korrelation zwischen DSZD und SIAZ bzw. SIAZ beträgt - 0.0011 bzw. + 0.0050; für DHST liegt sie mit + 0.0325 bzw. + 0.0427 etwas höher.

Die Untersuchungen für das Wintersemester 1971/72 ergaben für die Studierenden zunächst wieder signifikante Ergebnisse. Für die Quoten der Studienanfänger war hingegen ein statistisch gesicherter Einfluß der Entfernung auf den Hochschulbesuch nicht nachweisbar.

$$\begin{aligned}
 (5) \text{ SZ71} &= - 5.4295 + 2.6076 \text{ SIAZ} - 0.0127 \text{ DHST} \\
 &\quad (0.8763) \quad (0.1853) \quad (0.0044) \\
 &\quad 0.0 \quad 0.0 \quad 0.0048 \quad r^2 = 0.6559 \\
 &= 6.1959 - 0.0098 \text{ DHST} \\
 &\quad (0.4835) \quad (0.0074) \\
 &\quad 0.0 \quad 0.1913 \quad r^2 = 0.0159
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (6) \text{ SZ71} &= - 4.8787 + 2.5319 \text{ SIAZ} - 0.0100 \text{ DSZD}^{64} \\
 &\quad (0.9450) \quad (0.1866) \quad (0.0035) \\
 &\quad 0.0 \quad 0.0 \quad 0.0057 \quad r^2 = 0.6549 \\
 &= 6.9812 - 0.0146 \text{ DSZD}^{64} \\
 &\quad (0.5738) \quad (0.0057) \\
 &\quad 0.0 \quad 0.0119 \quad r^2 = 0.0576 \\
 &= - 6.0282 + 2.5822 \text{ SIAZ} \\
 &\quad (0.8798) \quad (0.1917) \\
 &\quad 0.0 \quad 0.0 \quad r^2 = 0.6291
 \end{aligned}$$

Wiederum sind beide Typen der Entfernungsvariablen gut gesichert. Die Koeffizienten dieser Variablen verlieren infolge eines leichten Anstiegs der Interkorrelation etwas an Stabilität.

Für die Studienanfänger fielen alle Tests negativ aus; noch das beste Resultat ergab die Verwendung der mit der bundesdurchschnittlichen Fachrichtungsstruktur gewogenen Distanzvariablen unter Zugrundelegung der räumlichen Verteilung der Studienfachangebote im Jahr 1964:

$$\begin{aligned}
 (7) \text{ AZ71} &= - 7.6681 + 4.4118 \text{ SIAZ} - 0.0063 \text{ DAZD}^{64} \\
 &\quad (2.2162) \quad (0.4381) \quad (0.0086) \\
 &\quad 0.0008 \quad 0.0 \quad 0.4670 \quad r^2 = 0.4954 \\
 &= - 8.3612 + 4.4401 \text{ SIAZ} \\
 &\quad (1.9981) \quad (0.4354) \\
 &\quad 0.0001 \quad 0.0 \quad r^2 = 0.4929
 \end{aligned}$$

Damit lag zunächst die Annahme nahe, daß die Entfernungselastizität der Studienplatznachfrage ihrerseits vielleicht eine Funktion des allgemeinen Lebensstandards der Bevölkerung ist, und daß mit der Verbesserung der Einkommensverhältnisse die finanzielle Belastung durch einen studienbedingten Zweitwohnsitz als Determinante der Studienplatznachfrage an Bedeutung verloren hat. Um so erstaunlicher

war es deshalb, daß sich bei den Berechnungen für die Übertrittsquoten an Gymnasien im Jahr 1970 wieder ein signifikanter Einfluß der Entfernung zeigte:

$$\begin{aligned}
 (8) \text{ GB70} &= - 17.2995 + 1.6401 \text{ SIGB} - 0.0340 \text{ DHST} \\
 &\quad (2.1695) \quad (0.0796) \quad (0.0113) \\
 &\quad 0.0 \quad 0.0 \quad 0.0034 \quad r^2 = 0.8063 \\
 &= 24.7345 - 0.0463 \text{ DHST} \\
 &\quad (1.6403) \quad (0.0252) \\
 &\quad 0.0 \quad 0.0688 \quad r^2 = 0.0306 \\
 &= - 19.5251 + 1.6528 \text{ SIGB} \\
 &\quad (2.1134) \quad (0.0824) \\
 &\quad 0.0 \quad 0.0 \quad r^2 = 0.7898
 \end{aligned}$$

Wiederum erhöht sich freilich bei Hinzunahme der Entfernungsvariablen die erklärte Varianz der Quoten nur wenig, so daß es trotz einer verhältnismäßig niedrigen Interkorrelation zwischen den unabhängigen Variablen (- 0.0518) beim Übergang von der Zweifach- zur Einfachregression zu einer doch erheblichen Veränderung des Regressionskoeffizienten der Entfernungsvariablen kommt.

Im einzelnen sind zu den Untersuchungsergebnissen folgende Punkte anzumerken:

1. Der Einfluß der Sozialstrukturvariablen ist ausnahmslos sehr gut gesichert; auf diese Variablen entfällt der größte Teil der erklärten Varianz der Quoten des Hochschul- und Gymnasialschulbesuchs. Wie erwartet reagieren die Werte der Nachfragevariablen auf eine Veränderung des Sozialindex überproportional¹⁾; eine Zunahme der Erwerbsgruppen mit höherer Bildungsbeteiligung zieht offensichtlich eine entsprechende Verschiebung in der

¹⁾ In den linear spezifizierten Funktionen drückt sich dies durch die negativen Vorzeichen der absoluten Glieder aus. In den log-linear spezifizierten Funktionen entsprechen die Koeffizienten den Elastizitäten. Hier ergaben sich ausnahmslos deutlich über 1 liegende Regressionskoeffizienten, so etwa im WS 1971/72: 1.5159 für SIAM, 1.9378 für SIAW und 1.6264 für SIAZ. Die Elastizitäten für die Studentinnen liegen über denen der Studenten. Dies resultiert aus den angesprochenen Verschiebungen innerhalb der Erwerbsgruppen und dem Umstand, daß die geschlechtsspezifischen Unterschiede in der Bildungsbeteiligung in der Oberschicht vergleichsweise geringer sind.

schichtspezifischen Zusammensetzung innerhalb dieser Erwerbsgruppen nach sich.

2. Unterschiede in der Abbildungsqualität zwischen den gewogenen Entfernungsvariablen und DHST sind nicht zu erkennen¹⁾. Der strukturierende Einfluß der Entfernungsvariablen ist so schwach, daß sich die möglichen konstruktiven Mängel der Variablen (Über- oder Unterschätzung der Anpassungsbereitschaft potentieller Studierender an das regionale Studienfachangebot) an den Residuenstrukturen der Probanden nicht ablesen lassen. Eine Tendenz zur Unterschätzung der Quoten für die Region München in den Gleichungen mit den Variablen DHST ist zwar schwach ausgeprägt vorhanden, doch muß die eher zu niedrig angesetzte sozialstrukturell bedingte Studienplatznachfrage in Rechnung gestellt werden. Im Einzugsbereich der Universitäten Regensburg und Erlangen-Nürnberg ist eine derartige Tendenz dagegen nicht festzustellen.
3. Bei logarithmisch-linearer Spezifikation des Funktionalzusammenhangs stellen sich in Hinblick auf die Entfernungsvariablen etwas schwächere Ergebnisse ein. Zwar ergeben sich auch hier - wieder mit Ausnahme der Quoten für die Studienanfänger des Wintersemesters 1971/72 - statistisch gesicherte Einflüsse, jedoch ist die durch die Entfernungsvariablen zusätzlich erklärte Varianz geringer als in den linearen Ansätzen. Das schwächere Abschneiden der log-linearen Ansätze deutete zunächst darauf hin, daß der Rückgang der Quoten in den Nahbereichen der Standorte bei Annahme konstanter Elastizitäten überschätzt wird. Dies wiederum könnte auf die Bedeutung der Möglichkeit des Tagespendelns zu den Hochschulen hinweisen.

¹⁾ Die Tatsache, daß in den Einfachregressionen mit den Entfernungsvariablen sich bei den Gleichungen mit den gewogenen Distanzvariablen höhere Werte für das absolute Glied ergeben, besagt in diesem Zusammenhang nichts. Dieser Effekt resultiert daraus, daß durch den Gewichtungsprozess einer Vielzahl von Probanden höhere Entfernungswerte zugewiesen werden, und stellt sich ganz unabhängig von der Güte der Anpassung ein.

4. Die nach Geschlechtern getrennten Schätzgleichungen erbrachten in allen Punkten die gleichen Resultate. Die Entfernungsempfindlichkeit der Quoten für die weiblichen Studierenden ist vergleichsweise größer.
5. Da sich aus den linearen Ansätzen das Ausmaß der durch die Schätzgleichungen errechneten Distanzempfindlichkeit des Hochschulbesuchs nicht unmittelbar ablesen läßt, seien zur Illustration einige Werte genannt. Unter Zuerundelegung der Zweifachregressionen mit der ungewogenen Entfernungsvariablen DHST wurde für Kreise mit jeweils mittlerem Wert des Sozialindex ermittelt, um wieviel Prozent die rechnerischen Quoten des relativen Hochschulbesuchs bei einem Anstieg von DHST von 4¹⁾ auf 100 km zurückgehen:

		männliche Studierende	weibliche Studierende
WS 1964/65	S	- 22,1%	- 24,5%
	A	- 16,0%	- 23,2%
WS 1971/72	S	- 15,0%	- 19,5%
	A ²⁾	- 2,6%	- 5,0%

Da die Koeffizienten der Entfernungsvariablen nicht stabil sind, schwanken diese Werte natürlich je nach verwendeter Regressionsgleichung etwas. Stabil ist indes in allen Fällen (einschließlich der log-linearen Schätzgleichungen) eine sich abzeichnende Tendenz zu einer entfernungsinelastischen Studienplatznachfrage³⁾.

6. Geht man davon aus, daß sich in der Entscheidung der Eltern für eine Ausbildung ihrer Kinder auch die Option auf ein Hochschulstudium manifestiert, dann hat diese Entwicklung offensichtlich keinen Bestand gehabt. Die Höhe der Übertrittsquoten auf die Gymnasien ist von der

1) Es sei daran erinnert, daß DHST = 4 km als Entfernungswert für die Hochschulorte eingesetzt wurde.

2) statistisch nicht signifikante Regressionskoeffizienten.

3) Die Quoten der Studierenden können als mittlere Quoten der Studienanfänger des Beobachtungsjahrs und der Studienanfänger einer Reihe von zurückliegenden Studienjahren interpretiert werden. Damit hat man gleichsam vier Beobachtungzeitpunkte.

Entfernung zum nächstgelegenen Hochschulort abhängig. Aus Gleichung (8) errechnet sich für einen Kreis mit mittlerem Sozialindexwert bei einer Zunahme der Entfernung von 4 auf 100 km ein Rückgang der geschätzten Übertrittsquote um 13,5%.

b) Zusätzliche Tests für die Quoten der Studienanfänger des Wintersemesters 1971/72

Die Ergebnisse der Schätzgleichungen für die Studienanfänger des Wintersemesters 1971/72 ließen zunächst noch einige Zweifel bestehen. Da die Verteilung der Studienfachangebote sich durch den Ausbau von Regensburg und Augsburg verändert hatte, konnten die negativen Resultate möglicherweise nur darin begründet sein, daß die Distanzvariablen nicht präzise genug waren.

Um hierüber Sicherheit zu gewinnen, wurde die Regressionsanalyse für eine reduzierte Probandenauswahl wiederholt. Dabei wurden alle Kreise aus dem Untersuchungsmaterial eliminiert, für die sich durch die Erweiterung des Studienfachangebots in Augsburg und Regensburg Veränderungen in den Distanzwerten D_{ji} für einzelne Studienfachgebiete i ergeben hatten.

Die Ergebnisse bestätigten jedoch den oben beschriebenen Befund; eine statistisch signifikante Entfernungselastizität der Studienplatznachfrage ist nicht nachweisbar. Die vergleichsweise beste Schätzung ergab sich bei Verwendung einer linearen Spezifikation und der Variablen DHST. Für die 65 in der Auswahl verbliebenen Probanden errechnete sich:

$$(9) \text{ AZ71} = - 8.2824 + 4.5845 \text{ SIAZ} - 0.0115 \text{ DHST}$$

(2.6267)	(0.5729)	(0.0159)	
0.0025	0.0	0.4720	$r^2 = 0.5117$

Die Eingabe von gewogenen Entfernungsvariablen erbrachte sogar Irrtumswahrscheinlichkeiten von annähernd 90%.

c) Ergebnisse unter Berücksichtigung der Schulausstattung der Kreise

Die zusätzliche Eingabe der Dummyvariablen GSTO erfolgte, wie beschrieben, in der Hauptsache deshalb, um zu prüfen, ob und in welchem Ausmaß die Entfernungselastizität der Quoten des relativen Hochschulbesuchs möglicherweise nur ein Reflex des Transportwiderstands auf der dem Hochschulbesuch vorgelagerten Ausbildungsstufe ist. Die Ergebnisse der Regressionsanalysen zeigten aber deutlich, daß ein Zusammenhang zwischen relativem Hochschulbesuch und Entfernung zu den Hochschulen unabhängig von der Schulausstattung der Kreise besteht. Für jedes der drei Untersuchungsjahre sei eine Regressionsgleichung als Beispiel angeführt:

$$\begin{aligned}
 (10) \text{ SZ64} = & 0.2079 + 2.4869 \text{ SISZ} - 0.0061 \text{ DSZD}^{64} \\
 & (0.3224) (0.1783) (0.0019) \\
 & 0.5330 \quad 0.0 \quad 0.0021 \\
 & - 0.3903 \text{ GSTO} \\
 & (0.1797) \\
 & 0.0320 \quad r^2 = 0.7263
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (11) \text{ SZ71} = & - 4.7929 + 2.4800 \text{ SIAZ} - 0.0103 \text{ DHST} \\
 & (0.9036) (0.1905) (0.0045) \\
 & 0.0 \quad 0.0 \quad 0.0229 \\
 & - 0.8182 \text{ GSTO} \\
 & (0.3588) \\
 & 0.0246 \quad r^2 = 0.6722
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (12) \text{ GB70} = & -14.9713 + 1.5724 \text{ SIAZ} - 0.0378 \text{ DHST} \\
 & (2.2432) (0.0804) (0.0110) \\
 & 0.0 \quad 0.0 \quad 0.0009 \\
 & - 3.4012 \text{ GSTO} \\
 & (1.1687) \\
 & 0.8208 \quad r^2 = 0.8208
 \end{aligned}$$

In allen drei Gleichungen sind die Koeffizienten der Entfernungsvariablen statistisch gut gesichert. In den Gleichungen (10) und (11) liegt eine schwache positive Korrelation zwischen GSTO und den Entfernungsvariablen vor. Infolgedessen wird in den Gleichungen (2) und (5) über die

Entfernungsvariablen in geringem Ausmaß auch der negative Einfluß von GSTO auf die Quoten des Hochschulbesuchs vermittelt. In den Gleichungen (2) und (5) wird daher die Distanzempfindlichkeit der Studienplatznachfrage geringfügig überschätzt.

Wie erwartet ist auch der Einfluß der Dummyvariablen GSTO signifikant. Die durch den Sozialindex und die Entfernungsvariablen nicht erklärte Varianz der Hochschulbesuchsquoten wird durch die zusätzliche Eingabe von GSTO aber nur unwesentlich reduziert. Eine quantitative Abschätzung des Einflusses der Schulausstattung auf die Quoten ist anhand dieser Schätzgleichungen nicht möglich, da die Sozialstrukturvariablen und GSTO stark miteinander korreliert sind und der Regressionskoeffizient von GSTO infolgedessen außerordentlich instabil ist.

In einem alternativen Kontrollverfahren wurde die These einer unabhängig von der Schulausstattung bestehenden Distanzempfindlichkeit des Hochschulbesuchs zusätzlich dadurch überprüft und wiederum bestätigt, daß Schätzgleichungen für Probandensätze errechnet wurden, in denen jeweils alle Kreise mit $GSTO = 1$ eliminiert wurden. Da sich ansonsten keine qualitativ neuen Ergebnisse zeigten, kann hier auf eine Wiedergabe der Schätzgleichungen verzichtet werden.

6.3. Der Einfluß der Pendelbereichsvariablen auf die Dichteziiffern des Hochschulbesuchs

Die Ergebnisse für die Pendelbereichsvariablen interessierten vor allem unter zwei Gesichtspunkten: erstens, ob diese Spezifikation des Zusammenhangs zwischen Erreichbarkeit der Hochschule und dem Kreis des Wohnsitzes zu einer präziseren Abbildung der Unterschiede in den Quoten des relativen Hochschulbesuchs führen würde, und zweitens, ob bei Verwendung der Pendeldummies ein Zusammenhang zwischen der Breite des

Studienfachangebots und der Höhe der Studienplatznachfrage aufzudecken ist. Wir wenden uns zunächst der ersten Frage zu.

a) Ergebnisse für die drei Untersuchungspunkte

Die Eingabe der Dummyvariablen PHST führt zu Schätzgleichungen, die in vielen Punkten den Ergebnissen für die Entfernungsvariablen entsprechen. So ergaben sich für das Wintersemester 1964/65 sowohl bei den Studierenden wie bei den Studienanfängern statistisch signifikante Resultate für PHST:

$$(13) \text{ SZ64} = - 0.9352 + 2.6417 \text{ SISZ} - 0.4239 \text{ PHST}$$

$$\begin{array}{ccc} (0.2713) & (0.1717) & (0.1648) \\ 0.0008 & 0.0 & 0.0115 \end{array} \quad r^2 = 0.6964$$

$$= 2.8777 + 0.4172 \text{ PHST}$$

$$\begin{array}{ccc} (0.1977) & (0.2949) & \\ 0.0 & 0.1600 & \end{array} \quad r^2 = 0.0184$$

$$= - 0.7430 + 2.6406 \text{ SISZ}$$

$$\begin{array}{ccc} (0.2676) & (0.1761) & \\ 0.0065 & 0.0 & \end{array} \quad r^2 = 0.6774$$

$$(14) \text{ AZ64} = - 0.1682 + 0.7281 \text{ SIAZ} + 0.1870 \text{ PHST}$$

$$\begin{array}{ccc} (0.1770) & (0.0620) & (0.1038) \\ 0.3443 & 0.0 & 0.0745 \end{array} \quad r^2 = 0.5701$$

$$= 1.7412 + 0.1744 \text{ PHST}$$

$$\begin{array}{ccc} (0.1050) & (0.1566) & \\ 0.0 & 0.2681 & \end{array} \quad r^2 = 0.0115$$

$$= - 0.0811 + 0.7269 \text{ SIAZ}$$

$$\begin{array}{ccc} (0.1721) & (0.0627) & \\ 0.6384 & 0.0 & \end{array} \quad r^2 = 0.5570$$

Ebenso konnte für das Wintersemester 1971/72 ein Einfluß der räumlichen Nähe der Hochschulen auf die Quoten des relativen Hochschulbesuchs auch bei Verwendung der Pendeldummies statistisch signifikant nurmehr für die Studierenden, nicht aber für die Studienanfänger nachgewiesen werden:

$$(15) \text{ SZ71} = - 6.3428 + 2.5872 \text{ SIAZ} + 0.6701 \text{ PHST}$$

(0.8765)	(0.1884)	(0.2973)	
0.0	0.0	0.0309	$r^2 = 0.6451$

$$= - 6.0282 + 2.5822 \text{ SIAZ}$$

(0.8798)	(0.1917)	
0.0	0.0	$r^2 = 0.6291$

$$(16) \text{ AZ71} = - 8.5393 + 4.4429 \text{ SIAZ} + 0.3680 \text{ PHST}$$

(2.0324)	(0.4269)	(0.6893)	
0.0001	0.0	0.9546	$r^2 = 0.4943$

$$= - 8.3612 + 4.4401 \text{ SIAZ}$$

(1.9981)	(0.4354)	
0.0001	0.0	$r^2 = 0.4929$

Für die Übertrittsquoten an Gymnasien im Schuljahr 1970/71 ergab sich folgende Schätzgleichung:

$$(17) \text{ GB70} = - 19.8565 + 1.6404 \text{ SIGB} + 1.4209 \text{ PHST}$$

(2.0974)	(0.0818)	(0.7721)	
0.0	0.0	0.0666	$r^2 = 0.7964$

$$= - 19.5251 + 1.6528 \text{ SIGB}$$

(0.1134)	(0.0824)	
0.0	0.0	$r^2 = 0.7898$

Im Vergleich zu den Funktionen mit den Entfernungsvariablen muß festgestellt werden, daß die durch die Sozialstrukturvariablen nicht erklärte Varianz der Quoten des relativen Hochschulbesuchs durch die Pendeldummies noch weniger reduziert wird als durch die Entfernungsvariablen; die Determinationskoeffizienten betragen in den linearen Zweifachregressionen für

	PHST	DHST
SZ64	0.6964	0.7107
AZ64	0.5701	0.5838
SZ71	0.6451	0.6559
AZ71	0.4943	0.4946
GB70	0.7964	0.8063

Der Ansatz einer stufenförmigen Funktion stellt damit zumindest bei der vorliegenden Abgrenzung der Pendelbereiche keine bessere Spezifikation des Zusammenhangs zwischen räumlicher Nähe zu den Hochschulorten und Höhe der Studienplatznachfrage dar.

Bei Verwendung der modifizierten Pendelbereichsvariablen PHMD nimmt die erklärte Varianz noch weniger zu als bei zusätzlicher Eingabe der einfachen Dummyvariablen PHST. Zudem zeigten sich hierbei auch die engen Grenzen von Versuchen, innerhalb eines Ansatzes zur Bestimmung regionaler Unterschiede in der gesamten Studienplatznachfrage gleichzeitig auch erwerbsgruppenspezifische Differenzierungen in der Distanzempfindlichkeit zu berücksichtigen. Da die gesamte Studienplatznachfrage ihrerseits eine Funktion der Sozialstruktur ist, führt die Einbeziehung erwerbsstatistischer Merkmale in die Pendelbereichsvariablen zu erheblichen Interkorrelationen zwischen den unabhängigen Variablen.

Die log-lineare Spezifikation des Zusammenhangs zwischen Studienplatznachfrage und Pendeldummies erwies sich wiederum als weniger befriedigend. Eine Analyse der Residuenstrukturen ergab, daß die im Vergleich zu den linearen Ansätzen schlechteren Ergebnisse nicht mit der plausiblen Annahme einer geringeren Distanzempfindlichkeit des relativen Hochschulbesuchs der Mittel- und Oberschicht in Verbindung zu bringen sind¹⁾. Vielmehr werden die Dichteziffern des Hochschulbesuchs der den Pendelbereichen zugehörigen Kreise mit den höchsten Sozialindexwerten sowohl durch die log-linearen wie durch die linearen Schätzgleichungen weit überwiegend unterschätzt; diese Neigung zur Unterschätzung der Beobachtungswerte ist dabei in den log-linearen Schätzgleichungen stärker ausgeprägt.

b) Studienfachangebot und Studienplatznachfrage

Wie schon bei den Tests mit den Entfernungsvariablen ist auch bei den Regressionsanalysen mit den Variablen PHST und PUST ein aus einem vergleichsweise breiteren Studienfachangebot resultierender Effekt auf die Studienplatznach-

¹⁾Vgl. S. 69, Fußnote 1.

frage nicht erkennbar. Zwar ergeben sich in einigen Schätzgleichungen für die Studierenden aller Semester höhere Niveaueffekte für die Dummyvariable PUST¹⁾, so etwa für die Studierenden des Wintersemesters 1971/72:

$$(18) \text{ SZ71} = - 6.0348 + 2.5400 \text{ SIAZ} + 1.0266 \text{ PUST}^{64}$$

(0.8537)	(0.1866)	(0.3714)
0.0	0.0	0.0067

$$r^2 = 0.6540$$

Die Interpretation dieses Einflusses als Anreizeffekt eines breiteren Studienfachangebots ist allerdings nicht zwingend. Es muß beachtet werden, daß das breitere Fächerangebot an den Universitätsstandorten zu einer Verlagerung der Nachfrage zuungunsten des Studiums des Volksschullehramts führt. Die kurze Dauer dieses Studiums führt auch bei gleichen Quoten des relativen Hochschulbesuchs bezogen auf die Studienanfänger zu höheren Quoten in bezug auf die Studierenden aller Semester, wenn der Anteil der Studierenden des Volksschullehramts abnimmt.

Die korrektere Vergleichsbasis bilden daher die Ergebnisse für die Hochschulbesuchsquoten der Studienanfänger oder für die Übertrittsquoten an die Gymnasien. Die entsprechenden Gleichungen ordnen aber den Kreisen innerhalb der Pendelbereiche der Universitäten im Durchschnitt keine höheren Schätzwerte zu als die Gleichungen mit der Variablen PHST.

So ergibt sich etwa für den Besuch der Gymnasien die Gleichung:

$$(19) \text{ GB70} = - 19.3659 + 1.6294 \text{ SIGB} + 1.3377 \text{ PUST}^{71}$$

(2.1005)	(0.0231)	(0.8361)
0.0	0.0	0.1126

$$r^2 = 0.7948$$

¹⁾ Unterschiede in den Niveaueffekten können nur aus den Schätzwerten der Gleichungen abgelesen werden, nicht aus den Regressionskoeffizienten der Dummyvariablen. Dies ist dadurch bedingt, daß das Datenmaterial, das den Gleichungen für die Variable PUST zugrunde liegt, auch die Probanden aus den Pendelbereichen der übrigen Hochschulstandorte enthält, da von der Hypothese ausgegangen wurde, daß möglicherweise nur ein sehr breites Fächerangebot einen Anreizeffekt auslöst.

Die Schätzwerte, die sich aus den Gleichungen (17) und (19) für die innerhalb der Pendelbereiche der Universitätsstandorte gelegenen Kreise ergeben, sind nahezu identisch. Die vergleichsweise höhere Irrtumswahrscheinlichkeit des Regressionskoeffizienten von PUST folgt daraus, daß mit PUST nur ein Teil der Probanden erfaßt wird, die infolge einer hochschulnahen Lage einen höheren Hochschulbesuch zu verzeichnen haben. Dieser negative Befund eines zusätzlichen Anreizeffekts durch ein breiteres Studienfachangebots findet natürlich seine logische Entsprechung darin, daß Ex-post-Prognosen auf Basis der Gleichungen mit der Dummyvariablen PHST keine Tendenz zu einer Unterschätzung der Kreise mit $PUST = 1$ aufweisen.

Eine ergänzende Qualifikation der Ergebnisse ist an dieser Stelle im Vorgriff auf die weiteren Untersuchungsschritte notwendig. Es erwies sich nämlich, daß die Zone, innerhalb deren ein statistisch gesicherter Mobilisierungseffekt der räumlichen Nähe der Hochschulen auf die Studienplatznachfrage feststellbar ist, mit den Pendelbereichen der Hochschulstandorte erheblich zu groß angesetzt ist. Daher wurde im Verlauf der weiteren Untersuchungen anhand verschiedener Schätzgleichungen für alle Untersuchungszeitpunkte erneut überprüft, ob sich für enger gefaßte Gebiete um die Hochschulorte oder zumindest für die Hochschulstandorte selbst Abweichungen zwischen Schätz- und Beobachtungswerten des Hochschulbesuchs ergaben, die mit der unterschiedlichen Breite des Studienfachangebots in Verbindung gebracht werden können. Das Ergebnis war eindeutig negativ, wobei sich diese Untersuchungsbefunde, soweit sie die Hochschulorte selbst betreffen, allerdings auf die sehr schmale Basis von nur vier Beobachtungswerten stützen.

6.4. Hochschulregionen und Hochschulbesuch

Die Verknüpfung eines regional unterschiedlichen Ausmaßes der Dispersion bzw. Konzentration der Wanderungsströme der

Studierenden mit den Quoten des relativen Hochschulbesuchs ergab keine statistisch signifikanten Resultate. In den Tests für die Zone ZAHR stellte sich sogar eine negative partielle Korrelation zwischen der Höhe der Studienplatznachfrage und der Dummyvariablen ZAHR ein. Es wurde aber schon darauf hingewiesen, daß die Zone ZAHR infolge der territorialen Bildungsseßhaftigkeit der Studierenden doch noch so groß war, daß eine Bezeichnung dieser Zone als "hochschulnahe Region" zumindest Teilgebiete der Zone ZAHR betreffend nicht sinnvoll ist.

Für die Zone ZAUT ergaben sich folgende Schätzgleichungen:

$$\begin{aligned}
 (20) \text{ SZ71} &= - 5.9682 + 2.5512 \text{ SIAZ} + 0.4596 \text{ ZAUT} \\
 &\quad (0.8800) \quad (0.1933) \quad (0.3999) \\
 &\quad 0.0 \quad 0.0 \quad 0.2530 \quad r^2 = 0.6336 \\
 &= - 6.0282 + 2.5822 \text{ SIAZ} \\
 &\quad (0.8798) \quad (0.1917) \\
 &\quad 0.0 \quad 0.0 \quad r^2 = 0.6291
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (21) \text{ AZ71} &= - 8.4088 + 4.4647 \text{ SIAZ} - 0.3641 \text{ ZAUT} \\
 &\quad (2.0095) \quad (0.4414) \quad (0.9132) \\
 &\quad 0.0001 \quad 0.0 \quad 0.6909 \quad r^2 = 0.4937 \\
 &= - 8.3612 + 4.4401 \text{ SIAZ} \\
 &\quad (1.9981) \quad (0.4354) \\
 &\quad 0.0001 \quad 0.0 \quad r^2 = 0.4929
 \end{aligned}$$

Das Ergebnis für die Studienanfänger war nicht weiter überraschend, da hier auch bei Verwendung der Entfernungs- und Pendelbereichsvariablen ein statistisch signifikanter Zusammenhang zwischen der Nähe zu den Hochschulen und den Quoten des relativen Hochschulbesuchs nicht festgestellt werden konnte.

Das Ergebnis für die Quoten der Studierenden ist interessanter, da es in Kontrast zu dem statistisch sehr gut gesicherten Resultat etwa der Gleichung (18) steht. Es kann festgehalten werden, daß unter Berücksichtigung der sozialstrukturellen Zusammensetzung der Bevölkerung ein signifikanter Unterschied zwischen dem geringfügig erweiterten Pendelbereich von München und dem übrigen Untersuchungsgebiet nicht nachzuweisen ist; dies, obwohl München der einzige Hochschulort des Untersuchungsgebiets mit vollständigem Studienfachangebot ist.

6.5. Testrechnungen zur Präzisierung des Zusammenhangs zwischen Studienplatznachfrage und Hochschulnähe

Die bisherigen Untersuchungsergebnisse schienen zumindest für das Wintersemester 1964/65 und das Schuljahr 1970/71 Gifflers Hypothese zu bestätigen, daß Schul- und Hochschulbesuch von der Nähe zu den Hochschulen beeinflusst werden. Dennoch waren die Resultate nicht recht zufriedenstellend, da es nicht sehr plausibel schien, daß die lineare Spezifikation des Zusammenhangs zwischen der Höhe der Quoten des relativen Hochschulbesuchs und der Entfernung zu den Hochschulen über den gesamten Variationsbereich der Entfernungsvariablen hinweg die bestmögliche ökonometrische Struktur zur Abbildung dieses Zusammenhangs sein sollte. Da aus den Residuenstrukturen infolge des nur schwach ausgeprägten Einflusses der Entfernungs- und Lagevariablen nicht ersichtlich war, ob andere Ansätze zu einer Präzisierung und /oder Korrektur der bisherigen Resultate führen würden, wurde in einem "trial-and-error"-Verfahren eine Reihe von Testrechnungen durchgeführt, deren wichtigste Ergebnisse im folgenden beschrieben werden.

a) Der Einfluß der Entfernungsvariablen innerhalb und außerhalb der Pendelbereiche

In einem ersten Untersuchungsschritt wurde überprüft, ob sich auch für die Pendelbereiche der Hochschulstandorte noch ein signifikanter Einfluß der Entfernung zu den Hochschulen auf die Studienplatznachfrage zeigt. Immerhin steigen auch innerhalb dieser Zonen sowohl die finanziellen Belastungen wie vor allem auch die Zeitkosten eines täglichen Einnendelns mit zunehmender Entfernung zum Hochschulort an, so daß das Wirksamwerden von räumlichen Bildungsbarrieren auch bei relativ kleinen Distanzen zwischen Hochschule und Heimatort nicht ausgeschlossen werden konnte.

Tatsächlich ergaben sich für alle drei Untersuchungszeitpunkte signifikante Einflüsse der Entfernungsvariablen¹⁾:

$$\begin{aligned}
 (22) \text{ SZ64} &= - 0.8766 + 3.2178 \text{ SISZ} - 0.0144 \text{ DHST} \\
 &\quad (0.5209) \quad (0.2748) \quad (0.0088) \\
 &\quad 0.0992 \quad 0.0 \quad 0.1073 \quad r^2 = 0.7570 \\
 &= - 1.3883 + 3.2504 \text{ SISZ} \\
 &\quad (0.4249) \quad (0.2790) \\
 &\quad 0.0020 \quad 0.0 \quad r^2 = 0.7428
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (23) \text{ SZ71} &= - 8.4731 + 3.3853 \text{ SIAZ} - 0.0225 \text{ DHST} \\
 &\quad (1.3077) \quad (0.2637) \quad (0.0129) \\
 &\quad 0.0 \quad 0.0 \quad 0.0543 \quad r^2 = 0.7911 \\
 &= - 0.4910 + 3.4291 \text{ SIAZ} \\
 &\quad (1.2384) \quad (0.2707) \\
 &\quad 0.0 \quad 0.0 \quad r^2 = 0.7734
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (24) \text{ GB70} &= -20.6793 + 1.8314 \text{ SIGB} - 0.0820 \text{ DHST} \\
 &\quad (3.4460) \quad (0.1187) \quad (0.0368) \\
 &\quad 0.0 \quad 0.0 \quad 0.0307 \quad r^2 = 0.8476 \\
 &= 28.5482 - 0.1530 \text{ DHST} \\
 &\quad (3.2049) \quad (0.0897) \\
 &\quad 0.0 \quad 0.0946 \quad r^2 = 0.0583 \\
 &= -24.1696 + 1.8645 \text{ SIGB} \\
 &\quad (3.1970) \quad (0.1226) \\
 &\quad 0.0 \quad 0.0 \quad r^2 = 0.8311
 \end{aligned}$$

Im Vergleich zum gesamten Untersuchungsgebiet zeichnet sich innerhalb der Pendelbereiche für alle drei Zeitpunkte eine wesentlich höhere Distanzempfindlichkeit des Hochschulbesuchs ab. So ergeben sich unter Zugrundelegung der linearen Zweifachregressionen im Durchschnitt schon bei DHST = 50 km Verminderungen der Schätzwerte des Hochschulbesuchs, die sich in den Gleichungen für alle Probanden erst bei Entfernungswerten in der Größenordnung von etwa 100 km einstellen. Einschränkend muß angemerkt werden, daß - wie beispielhaft an Gleichung (24) ausgewiesen wird - die Koeffizienten der Entfernungsvariablen sehr instabil sind. Infolge des geringen

¹⁾ Bei einem Vergleich der Standardfehler und Irrtumswahrscheinlichkeiten der Entfernungsvariablen mit den bisherigen Ergebnissen ist zu berücksichtigen, daß die Beschränkung auf die Probanden innerhalb der Pendelbereiche nicht nur eine Reduzierung der Anzahl der Beobachtungswerte bedeutet, sondern auch eine erhebliche Verkleinerung der Variationsbreite für die Werte der Entfernungsvariablen mit sich bringt.

statistischen Erklärungswertes von DHST wirkt sich das Vorliegen einer relativ niedrigen negativen Korrelation zwischen den unabhängigen Variablen (in allen Gleichungen etwa - 0.10) stark aus.

In Hinblick auf die Ergebnisse für den gesamten Untersuchungsraum war damit klar, daß die Distanzempfindlichkeit des Hochschulbesuchs außerhalb der Pendelbereiche wesentlich geringer sein mußte. Die Berechnungen für diese Kreise führten daher auch erwartungsgemäß zu Schätzgleichungen mit deutlich flacher verlaufenden Schnittflächen der Entfernungsvariablen. Mit Ausnahme der Studierenden insgesamt im Wintersemester 1964/65 ergab sich keine Schätzgleichung mit Irrtumswahrscheinlichkeiten von unter 10% für die Entfernungsvariablen. Wir führen diese Gleichungen hier nicht auf, da sich zeigen wird, daß die Entfernungszone mit einer statistisch nicht nachweisbaren Distanzempfindlichkeit des Hochschulbesuchs schon innerhalb der Pendelbereiche beginnt.

b) Tests zur Bestimmung der Zone signifikanter Mobilisierungseffekte der Hochschulnähe auf den Hochschulbesuch

Die weitgehend negativen Schätzergebnisse für die Kreise außerhalb der Pendelbereiche und die hohe Distanzempfindlichkeit innerhalb dieser Bereiche führten zu der Frage, ob die Pendelbereiche als hypothetische Zonen eines Mobilisierungseffekts der Hochschulnähe auf die Studienplatznachfrage nicht zu groß abgesteckt sind. Deutet man die Entfernungselastizität des Hochschulbesuchs als Ausdruck dessen, daß ein bestimmter Teil der vorhandenen Ausbildungsbereitschaft nicht aktiviert wird, weil den Entscheidungsträgern die Kosten der Ausbildung zu hoch erscheinen, wenn für ein Studium ein Wohnsitzwechsel erforderlich ist, dann erscheint diese Vermutung wenig plausibel, auch wenn man die mit wachsender Entfernung zunehmenden Fahrtkosten in Rechnung stellt. Andererseits ist zu bedenken, daß möglicherweise der räumlichen Nähe von Bildungseinrichtungen ihrerseits ein Einfluß auf die Bildungsmotivation zuzuschreiben ist. Dieser Anreiz-

effekt¹⁾, durch den Bildungsbereitschaft erst geweckt wird, mag in seiner räumlichen Ausstrahlung enger begrenzt sein als die Pendelbereiche der Hochschulstandorte.

Um zu einer präziseren Vorstellung von der Entwicklung der Entfernungsempfindlichkeit der Studienplatznachfrage innerhalb der Pendelbereiche zu gelangen, wurde zunächst versucht, Schätzgleichungen für enger abgegrenzte Einzugsbereiche der Hochschulstandorte zu errechnen. Dabei wurde so vorgegangen, daß sukzessiv die Probanden mit den höchsten Fahrzeiten zwischen Hochschulorten und Herkunftskreisen der Studierenden eliminiert wurden. Dieses Verfahren erwies sich indessen schnell als nicht gangbar, da sich mit der schrittweisen Eliminierung der Probanden jedes Mal die negative Korrelation zwischen Sozialstruktur- und Entfernungsvariablen erheblich verstärkte und infolgedessen eine auch nur annähernd sichere Zuordnung der Einflüsse auf die einzelnen unabhängigen Variablen nicht mehr möglich war.

In einem alternativen Verfahren wurde daher umgekehrt vorgegangen. Es wurden zunächst aus dem gesamten Untersuchungsmaterial lediglich die Kreise der Hochschulstandorte ausgeklammert und für die übrigen Kreise der Einfluß der Entfernungsvariablen getestet. Danach sollte eine sukzessive Eliminierung der Kreise mit den geringsten Fahrzeiten so lange erfolgen, bis die Schätzgleichungen einen signifikanten Einfluß der Entfernungsvariablen auf die Quoten des relativen Hochschulbesuchs nicht mehr aufweisen würden.

Um störende multikollineare Effekte weitmöglichst zu vermeiden, erwies es sich dabei als günstig, zusätzlich die Probanden mit hohen Sozialindexwerten, also die kreisfreien Städte, zu eliminieren.

Die Probandenauswahl, mit der die Testreihe gestartet wurde, enthielt damit die 84 Landkreise des Untersuchungsgebiets. Von diesen 84 Landkreisen grenzen sieben direkt an die Hochschulstädte an; weitere 27 sind den Landkreisen der Hoch-

¹⁾Vgl. 1. Kapitel, Abschn. 3.3, 3.24.

schulorte unmittelbar benachbart. Die Schwankungsbreite der Entfernungsvariablen DHST reduziert sich von 4 bis 152 km im kompletten Datenmaterial auf 15 bis 152 km im eingeschränkten Auswahlstich.

Ergebnis der beschriebenen Einschränkungen in der Probandenauswahl war, daß bereits im ersten Untersuchungsschritt nicht ein einziges statistisch signifikantes Resultat für die Entfernungsvariablen zu verzeichnen war. Die vergleichsweise besten Ergebnisse für die drei Untersuchungszeitpunkte waren:

$$\begin{aligned}
 (25) \text{ SZ64} &= -0.8046 + 2.6712 \text{ SISZ} - 0.0015 \text{ DHST} \\
 &\quad (0.4619) (0.3835) \quad (0.0019) \\
 &\quad 0.0848 \quad 0.0 \quad 0.4692 \quad r^2 = 0.3848 \\
 &= -0.8410 + 2.6368 \text{ SISZ} \\
 &\quad (0.4573) (0.3788) \\
 &\quad 0.0696 \quad 0.0 \quad r^2 = 0.3820
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (26) \text{ AZ64} &= -0.1348 + 0.7652 \text{ SIAZ} - 0.0012 \text{ DHST} \\
 &\quad (0.3731) (0.1710) \quad (0.0015) \\
 &\quad 0.7182 \quad 0.0000 \quad 0.4254 \quad r^2 = 0.2044 \\
 &= -0.1529 + 0.7415 \text{ SIAZ} \\
 &\quad (0.3706) (0.1680) \\
 &\quad 0.6811 \quad 0.0000 \quad r^2 = 0.1978
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (27) \text{ SZ71} &= -1.2046 + 1.4277 \text{ SIAZ} - 0.0045 \text{ DHST} \\
 &\quad (1.7367) (0.4263) \quad (0.0043) \\
 &\quad 0.0 \quad 0.0013 \quad 0.3026 \quad r^2 = 0.1296 \\
 &= -1.1678 + 1.3555 \text{ SIAZ} \\
 &\quad (1.7312) (0.4208) \\
 &\quad 0.5034 \quad 0.0019 \quad r^2 = 0.1174
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (28) \text{ GB70} &= -17.3089 + 1.5654 \text{ SIGB} - 0.0083 \text{ DHST} \\
 &\quad (3.5067) (0.1511) \quad (0.0105) \\
 &\quad 0.0 \quad 0.0 \quad 0.4334 \quad r^2 = 0.5701 \\
 &= -17.6397 + 1.5586 \text{ SIGB} \\
 &\quad (3.4733) (0.1505) \\
 &\quad 0.0 \quad 0.0 \quad r^2 = 0.5668
 \end{aligned}$$

Sieht man einmal von den sehr hohen Irrtumswahrscheinlichkeiten ab, so ist auf jeden Fall die durch die Koeffizienten der Entfernungsvariablen indizierte Distanzempfindlichkeit der Quoten des relativen Hochschulbesuchs äußerst gering.

Bei mittlerem Wert der Sozialstrukturvariablen liegen die geschätzten Quoten für Kreise in 50 km Entfernung zum nächstgelegenen Hochschulort, also in der Regel an die Pendelbereiche angrenzende Kreise, in den einzelnen Schätzgleichungen um 1 bis 3% unter den Schätzwerten der Quoten, die sich für die Landkreise der Hochschulstädte ergeben.

Noch schlechter fielen die Ergebnisse mit den gewichteten Entfernungsvariablen aus. Ebenfalls erfolglos blieben Versuche, auf der Basis dieser Probandenauswahl durch eine log-lineare Spezifikation des Funktionalzusammenhangs oder durch Verwendung der Pendeldummies signifikante Einflüsse der räumlichen Nähe der Hochschulen auf die Höhe der Studienplatznachfrage nachzuweisen.

Die Tatsache, daß für die Probandenauswahl ohne Hochschulstädte eine Entfernungselastizität des Hochschulbesuchs faktisch nicht gegeben ist, während für das komplette Untersuchungsmaterial signifikante Einflüsse zu verzeichnen sind, belegt u.E. eindeutig, daß eine wesentliche Steigerung des relativen Hochschulbesuchs, die der Hochschulnähe zuzurechnen ist, nur an den Hochschulstandorten selbst verzeichnet werden kann. Eine quantitative Abschätzung dieses Effekts ist allerdings sehr schwierig: ein unmittelbarer Vergleich zwischen den Hochschulstädten und dem Umland dieser Städte scheidet infolge des starken sozialstrukturellen Stadt-Land-Gefälles aus.

Um wenigstens einen ganz groben Anhaltspunkt zu gewinnen, wurden daher abschließend Schätzgleichungen für die Gruppe der Hochschulstädte und der übrigen kreisfreien Städte (= 25 Probanden) errechnet. Leider sind alle Testreihen durch Interkorrelationen zwischen den unabhängigen Variablen in ihrem Aussagegehalt ganz erheblich eingeschränkt, so vor allem der einfachste Ansatz zum Test der Niveau-Unterschiede des relativen Hochschulbesuchs, in dem eine Dummyvariable eingeführt wurde, die für die Hochschulstandorte den Wert 1 und für die übrigen Städte den Wert 0 annimmt. Einigermaßen

stabile Schätzkoeffizienten für den Einfluß der räumlichen Nähe der Hochschulen ergaben sich nur in den log-linearen Gleichungen für das Wintersemester 1964/65 und das Schuljahr 1970/71:

$$\begin{aligned}
 (29) \log SZ64 &= 0.7607 + 0.2639 \log SIZ - 0.0846 \log DHST \\
 &\quad (0.1042) \quad (0.8783) \quad (0.0440) \\
 &\quad 0.0 \quad 0.3533 \quad 0.0669 \\
 &\quad r^2 = 0.1544 \\
 &= 0.8360 \quad - 0.0758 \log DHST \\
 &\quad (0.0673) \quad (0.0429) \\
 &\quad 0.0 \quad 0.0901
 \end{aligned}$$

$$r^2 = 0.1198$$

$$\begin{aligned}
 (30) \log GB70 &= 0.6603 + 0.6465 \log SIGB - 0.0626 \log DHST \\
 &\quad (0.5599) \quad (0.0281) \quad (0.3734) \\
 &\quad 0.2508 \quad 0.0974 \quad 0.0363 \\
 &\quad r^2 = 0.2384 \\
 &= 1.6266 \quad - 0.0546 \log DHST \\
 &\quad (0.0453) \quad (0.0289) \\
 &\quad 0.0 \quad 0.0712
 \end{aligned}$$

$$r^2 = 0.1346$$

Bei dem so gruppierten Datenmaterial verliert der Sozialindex sehr viel an Abbildungsschärfe, wie aus den Standardfehlern der Regressionskoeffizienten zu ersehen ist. Dies ist nicht weiter überraschend, da durch die Trennung der Probanden der strukturierende Effekt des Stadt-Land-Gefälles nicht mehr vorhanden ist. Einen erheblich höheren Beitrag zur statistischen Erklärung der Varianz der Hochschul- und Schulbesuchsquoten als in den Gleichungen für das gesamte Material leistet hingegen nun die Entfernungsvariable.

Nimmt man aus diesem Auswahlatz die Hochschulstandorte heraus, so sinkt die durch DHST erklärte Varianz wieder erheblich ab; signifikante Schätzergebnisse sind für DHST dann nicht mehr zu erhalten. Dies belegt erneut, daß ein gesicherter Unterschied in den Quoten des Hochschulbesuchs, der mit

der Hochschulnähe erklärbar wäre, nur zwischen den Hochschulorten selbst und dem übrigen Untersuchungsgebiet auftritt. Die statistisch signifikanten Einflüsse in den Gleichungen (1) bis (8), also für das ganze Untersuchungsgebiet, sind damit im wesentlichen wohl nur über den Anreizeffekt auf die Studienplatznachfrage an den Hochschulstädten selbst vermittelt.

Errechnet man auf Basis der Gleichungen (29) und (30) die Schätzwerte der Quoten des Hochschulbesuchs für den Mittelwert der Entfernungsvariablen und für DHST = 4 km, so ergeben sich in den Hochschulstädten etwa um 15% höhere Übertrittsquoten an die Gymnasien als in den übrigen kreisfreien Städten; bei den Quoten des Hochschulbesuchs für das Wintersemester 1964/65 errechnet sich eine Erhöhung um etwa 20%. Setzt man mit Geißler eine Überschätzung der in den Hochschulstädten tatsächlich beheimateten Studierenden von 5% an¹⁾, so würden sich für die beiden Zeitpunkte ungefähr die gleichen Werte ergeben. Dies kann freilich nicht mehr als ein grober Hinweis auf die vermutliche Größenordnung des Mobilisierungseffektes sein.

Für die Gleichungen (25) bis (30) wurden wiederum Ex-post-Prognosen durchgeführt, um zu prüfen, ob die Residuenstrukturen Merkmale aufweisen, die auf einen zusätzlichen Einfluß des Studienfachangebots hindeuten. Dabei ergab sich bei den Gleichungen für die Landkreise, daß selbst für die Kreise der Region München eine allgemeine Tendenz zur Unterschätzung der Quoten des Hochschul- und Schulbesuchs nicht vorhanden ist²⁾. Eine Ausdehnung der Zone des Mobilisierungseffekts auf den Hochschulbesuch scheint daher mit einer Verbreiterung des Studienfachangebots nicht verbunden zu sein.

Die Schätzwerte für den Hochschulbesuch der Bevölkerung der Hochschulorte, die sich aus den Gleichungen für die kreis-

1) Vgl. C. Geißler: a.a.O., Teil 1, S.14.

2) In der Regel werden die Werte von München-Land, Starnberg und Wolfratshausen unterschätzt und die Werte von Freising, Dachau und Erding überschätzt. Darin spiegeln sich deutlich die Unschärfen des Sozialindex wider.

freien Städte errechnen, bieten ebenfalls keine Stütze für die Hypothese, daß ein zusätzliches Studienfachangebot eine zusätzliche Studienplatznachfrage erzeugt. So sind für die drei Untersuchungszeitpunkte für München als Standort einer Universität und einer Technischen Hochschule ebenso Über- und Unterschätzungen der Werte zu verzeichnen wie etwa für Bayreuth, das nur die Möglichkeit zum Studium des Volksschullehramts bietet. Rückblickend auf die signifikanten Untersuchungsergebnisse bei Verwendung der gewogenen EntfernungsvARIABLEN ist daher festzustellen, daß deren Einfluß wohl kaum in der Richtigkeit der ihnen zugrunde liegenden Hypothese begründet ist, sondern durch die hohe Korrelation mit DHST verursacht wird.

7. Zusammenfassung der Ergebnisse

1. Die Untersuchungsergebnisse zeigen, daß eine statistisch signifikante Entfernungselastizität der Quoten des Hochschul- und Schulbesuchs nur in einem äußerst engen Umkreis der Hochschulstandorte gegeben ist. Von einer Errichtung neuer Hochschulen in bisher hochschulleeren Räumen kann daher ein wesentlicher regionaler Erschließungseffekt einer bisher nur latenten Studienplatznachfrage nicht erwartet werden.
2. Geißlers Hypothese, daß die Hochschulnähe den Hochschulbesuch anregt, scheint sich allerdings wenigstens insoweit zu bestätigen, als ein lokaler Mobilisierungseffekt nicht ausgeschlossen werden kann. Auch wenn man die erheblichen Unschärfen der Sozialstrukturvariablen in Rechnung stellt, ist dieser Effekt schwerlich auf Fehler des Sozialindex zurückzuführen. Es wäre kaum zu erklären, warum sich dieser Fehler bei den Studienanfängern des Wintersemesters 1964/65 und den Schulübertritten zum Schuljahr 1970/71, nicht aber bei den Studienanfängern des Wintersemesters 1971/72 auswirkt. Überdies entfällt

bei den Übergangsquoten auf die Gymnasien das bei den Studierenden nicht lösbares Problem, daß in einem gewissen Umfang mit - im Sinne der Untersuchung - falschen Angaben des Heimatwohnsitzes zu rechnen ist.

3. Akzeptiert man die signifikanten Schätzergebnisse als Nachweis einer Distanzempfindlichkeit des Hochschulbegriffs, dann stellt sich allerdings die Frage, warum für die Quoten der Studienanfänger des Wintersemesters 1971/72 ein solcher Einfluß nicht vorhanden ist. Offensichtlich wäre dann die Existenz einer Entfernungsempfindlichkeit der Studienplatznachfrage von Randbedingungen abhängig, die in dem erfaßten Zeitraum nicht immer gegeben waren. Wir vermögen für diese Schwankungen keinen plausiblen Erklärungsgrund zu nennen.
4. Skeptisch stimmen die Ergebnisse in Hinblick auf die oft vertretene Hypothese, daß in hochschulleeren Regionen infolge der finanziellen Belastungen, die mit einem studienbedingten Zweitwohnsitz verbunden sind, ein Teil der Studienwilligen kein Studium aufnimmt, m.a.W., daß die Distanzempfindlichkeit als Preiselastizität zu interpretieren sei. Selbst in einem sehr eng gefaßten Nahbereich der Hochschulorte, in dem ein tägliches Einpendeln zu den Hochschulen in erheblichem Umfang stattfindet, ist eine statistisch signifikante Aktivierung der Studienplatznachfrage nicht zu verzeichnen. Plausibler erscheint daher doch die Annahme, daß sich unter bestimmten Bedingungen das Vorhandensein einer Hochschule als Element des unmittelbaren Erfahrungsfelds der ortsansässigen Bevölkerung als ein Bildungsanreiz auswirkt, der eine zusätzliche Bildungsnachfrage erst weckt.
5. Statistisch signifikante Belege für die Hypothese, daß die Breite des regionalen Studienfachangebots die Höhe der Studienplatznachfrage beeinflußt, konnten nicht erbracht werden. Möglicherweise hängt dies damit zusammen, daß der Anreizeffekt der Hochschulnähe eher für das Ausmaß der

sozial schwächeren Schichten von Bedeutung ist. Diese tendieren stärker als die übrigen sozialen Gruppen zum Volksschullehrerberuf¹⁾. Die Möglichkeit zum Studium des Volksschullehreramts ist aber an allen Hochschulorten des Untersuchungsraums vorhanden.

8. Ein Nachtrag zu Geißlers Untersuchung

Stellt man sich die Frage, worauf Geißlers offensichtliche Überschätzung des Einflusses der Hochschulnähe auf die Quoten des relativen Hochschulbesuchs beruht, so ist der entscheidende Gesichtspunkt sicherlich die Vernachlässigung des Einflusses unterschiedlicher Sozialstrukturen der Bevölkerung in den einzelnen Teilräumen des Untersuchungsgebiets.

Ein weiteres Moment kommt hinzu. Die von Geißler errechneten Dichteziffern des Hochschulbesuchs enthalten nicht die Studierenden an Pädagogischen Hochschulen, soweit diese institutionell nicht mit den wissenschaftlichen Hochschulen verknüpft waren²⁾. In dieser nur teilweisen Erfassung der Studierenden liegt eine besondere Schwachstelle für den Versuch, anhand dieses Materials die Hypothese absichern zu wollen, die Hochschulnähe rege den Hochschulbesuch an.

Betrachtet man zunächst die räumliche Verteilung der Pädagogischen Hochschulen, so sieht man, daß das Netz dieser Hochschulen wesentlich engmaschiger ist als das Netz der Universitäten und Technischen Hochschulen. Größere Dichte und auch eine relativ regelmäßige räumliche Verteilung der Pädagogischen Hochschulen führen dazu, daß sich Standorte dieser Hochschulen auch in solchen Regionen befinden, die

1) Eine instruktive Übersicht über die Entwicklung des sozialen Rekrutierungsfelds der Volksschullehrer geben H.P. Widmaier, M. Jermann, F. Reichhold: a.a.O., S.251ff.

2) In der Großen Hochschulstatistik des Wintersemesters 1960/61 sind nur die Pädagogischen Institute Hamburg und Köln sowie die Pädagogischen Hochschulen Bayerns mit Ausnahme von Eichstätt enthalten.

von den Standorten der Universitäten und Technischen Hochschulen aus gesehen peripher sind¹⁾.

Trifft nun Geißlers zweite Hypothese, daß nämlich das regionale Studienfachangebot die Studienfachwahl beeinflusse, auch auf das Studium des Lehramts zu, dann hängt der Anteil der Studierenden, die in dem von Geißler verwendeten Datenmaterial erfaßt sind, an den in den einzelnen Regionen insgesamt beheimateten Studierenden systematisch von der räumlichen Verteilung der Hochschulstandorte aller Hochschultypen ab. Diese Abhängigkeit kann ihren Niederschlag in einer nur scheinbaren Entfernungselastizität der Studienplatznachfrage finden²⁾. Es muß nämlich dann damit gerechnet werden, daß in den Einzugsgebieten der Pädagogischen Hochschulen, die vom Standortnetz der Universitäten aus gesehen sich in peripherer Lage befinden, ein überdurchschnittlicher Anteil der dort beheimateten Studierenden das Studium des Volksschullehramts absolviert, während im Einzugsbereich der Universitäten dieser Anteil infolge alternativer Studiemöglichkeiten geringer ist. Dies bedeutet nichts anderes als daß in den "hochschulleeren" Gebieten Geißlers ein geringerer Anteil der beheimateten Studierenden erfaßt wurde als in den Hochschulregionen der Universitäten und Technischen Hochschulen.

Diese Hypothese wurde anhand der Daten des Hochschulbesuchs im Wintersemester 1971/72 regressionsanalytisch getestet. Damit wird gleichzeitig zu der im folgenden Kapitel darzustellenden Analyse des Zusammenhangs zwischen Studienfachangebot und Studienfachwahl übergeleitet.

1) Anhand des Kartenmaterials von Geißlers Studie läßt sich ablesen, daß gerade auch in den Gebieten, die nach dem Abgrenzungsprinzip der Hochschulregionen als "hochschulferrn" bezeichnet werden, Standorte von Pädagogischen Hochschulen vorhanden sind, so vor allem in Niedersachsen, Nordrhein-Westfalen und Rheinland-Pfalz. Vgl. C. Geißler: a.a.O., Teil 2, Tafeln C 41 - C 43.

2) Es ist dies strukturell das gleiche Problem, das auftritt, wenn schulartspezifische Messungen der Distanzempfindlichkeit des Schulbesuchs durchgeführt werden, ohne daß Abweichungen in den Standortnetzen berücksichtigt werden. Vgl. 1. Kapitel, Abschn. 4.2, S. 36ff.

Die zu erklärende Variable in den Regressionsgleichungen ist die Höhe des relativen Hochschulbesuchs in den Kreisen und kreisfreien Städten ohne die jeweils beheimateten Studierenden des Volksschullehramts. Es handelt sich dabei wieder um eine Dichteziffer, die in der schon beschriebenen Weise errechnet wurde. Zur Unterscheidung von der jeweiligen Gesamtnachfrage erhält diese Variable den Index "oV" (= ohne Volksschullehrer).

Erklärende Variable ist zunächst der relative Hochschulbesuch insgesamt in den Kreisen des Untersuchungsgebiets. Als weitere Unabhängige kommen zwei Variablen hinzu, die die Lage der Kreise innerhalb des Hochschulnetzes charakterisieren sollen. Um den Ansatz einfach zu halten, wurden zu diesem Zweck aus dem Untersuchungsraum Gebiete ausgegrenzt, die hinsichtlich ihrer Lage innerhalb des Netzes der räumlich unterschiedlich verorteten Studienfachangebote als untypisch gelten können. Zugehörigkeit bzw. Nichtzugehörigkeit der einzelnen Kreise zu den betreffenden Gebieten werden in den Schätzgleichungen in Form von Dummyvariablen erfaßt.

Unter Berücksichtigung des Fächerangebots der Hochschulen im Wintersemester 1971/72 wurden als solche Gebiete mit besonderer regionaler Angebotsstruktur bestimmt:

- (a) Kreise und kreisfreie Städte im Pendelbereich von Hochschulorten, in denen die Studienmöglichkeiten im wesentlichen auf das Studium des Volksschullehramts beschränkt sind (Zone FBSP); hier ist ein überdurchschnittlicher Anteil der Studierenden dieses Fachs an den beheimateten Studierenden insgesamt und ein entsprechend niedriger Wert der abhängigen Variablen zu erwarten;
- (b) Kreise und kreisfreie Städte im Pendelbereich von München (FBST); hier ist infolge des kompletten Studienfachangebots mit einem unterdurchschnittlichen Anteil der Studierenden des Volksschullehramts und einem entsprechend höheren Wert der abhängigen Variablen zu rechnen.

Folgende Schätzgleichungen wurden errechnet:

$$\begin{aligned}
 (31) \text{ SZ71}^{\text{OV}} &= - 0.4161 + 0.8867 \text{ SZ71} - 0.2321 \text{ PBSP} \\
 &\quad (0.0636) \quad (0.0104) \quad (0.0673) \\
 &\quad 0.0 \quad 0.0 \quad 0.0008 \\
 &+ 0.4496 \text{ PBST} \\
 &\quad (0.0925) \\
 &\quad 0.0 \quad r^2 = 0.9877
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (32) \text{ AZ71}^{\text{OV}} &= - 0.8058 + 0.8284 \text{ AZ71} - 0.6323 \text{ PBSP} \\
 &\quad (0.2363) \quad (0.0183) \quad (0.2382) \\
 &\quad 0.0009 \quad 0.0 \quad 0.0092 \\
 &+ 0.8679 \text{ PBST} \\
 &\quad (0.3173) \\
 &\quad 0.0061 \quad r^2 = 0.9547
 \end{aligned}$$

Beide Gleichungen zeigen statistisch signifikante Schwankungen in der Aufteilung der Studierenden auf Pädagogische und übrige Hochschulen in Abhängigkeit von der Lage der Herkunftskreise der Studierenden zu den Hochschulen. Läßt man die Ergebnisse als repräsentativ für die ganze Bundesrepublik gelten, so ist anhand dieser Schätzgleichungen überschlägig abzuschätzen, daß das von Geißler verwendete Material in den Einzugsgebieten der Universitäten etwa 85%, in den Einzugsgebieten peripher gelegener Pädagogischer Hochschulen dagegen nur etwa 75% der insgesamt beheimateten Studierenden erfaßt¹⁾.

Damit ist offensichtlich, daß ein Teil der Unterschiede in den von Geißler berechneten Dichteziiffern für Gebiete innerhalb und außerhalb der Hochschulregionen darauf zurückzuführen ist, daß das Standortnetz der Pädagogischen Hochschulen dichter ist als das der übrigen wissenschaftlichen Hochschulen.

Korreakterweise hätte eine Verknüpfung zwischen Hochschulre-

¹⁾ Dabei wurde von einem mittleren Wert der gesamten Studienplatznachfrage ausgegangen. Die aus den log-linear spezifizierten Ansätzen ermittelten Elastizitäten für die Dummyvariablen entsprechend diesem Ergebnis recht genau.

gionen und Hochschulbesuch nur für das Land Bayern vorgenommen werden dürfen, da die Studierenden an den Pädagogischen Hochschulen dieses Landes mit Ausnahme von Eichstätt in der Großen Hochschulstatistik des Wintersemesters 1960/61 enthalten waren¹⁾. Infolge des untyrischen Wanderungsverhaltens der bayerischen Studenten sind die bayerischen Hochschulregionen aber zu diesem Zeitpunkt so groß gewesen, daß hier eine Identifikation zwischen Hochschulregionen und hochschulversorgten Räumen sinnvollerweise nicht möglich war.

¹⁾ Der Anteil der bayerischen Studenten des Volksschullehramts an außerbayerischen Hochschulen ist so gering, daß dieser Erfassungsfehler nicht ins Gewicht gefallen wäre.

3. Kapitel: Hochschulstandort und Studienfachwahl

1. Einleitung

Unter mehreren Gesichtspunkten schien es lohnend zu sein, Geißlers Analyse der Beziehungen zwischen dem Standortnetz der Hochschulen und der Studienfachwahl der Studierenden einer erneuten empirischen Analyse zu unterziehen:

- (1) Geißlers methodischer Zugang zur Analyse dieser Beziehungen vermag nicht ganz zu befriedigen. Die kreisweise Kartographierung der Anteile einzelner Fächergruppen an den in den Kreisen jeweils insgesamt beheimateten Studierenden erlaubt eigentlich kaum mehr als die Aussage, daß bei einer vergleichsweise kleinen Studienfachangebot einer Hochschule die betreffenden Studienfächer von den am Hochschulort und in dessen unmittelbarer Umgebung beheimateten Studierenden überdurchschnittlich häufig gewählt werden¹⁾. Darüber hinaus, also für die weit überwiegende Mehrzahl der Kreise, ist ein wie auch immer strukturierter Einfluß des Hochschulnetzes auf die Verteilung der Anteilswerte nicht wahrnehmbar. Es ist zwar keineswegs auszuschließen, daß sich der von der Lokalisierung der Studienfachangebote ausgehende Einfluß auf die Studienfachwahl auf den engsten Einzugsbereich der Hochschulorte beschränkt; es kann aber ebensowenig ausgeschlossen werden, daß strukturierende Einflüsse großräumiger wirksam werden, aber - etwa infolge eines relativ geringen Gewichts - optisch nicht mehr signalisiert werden.

¹⁾ Vgl. nochmals C. Geißler: a.a.O., Teil 2, Tafeln B 2 bis B 5.

Die kritische Anmerkung bezieht sich nur auf den Zusammenhang zwischen Hochschulstandort und Studienfachwahl. Es wird damit nicht in Abrede gestellt, daß daneben noch andere Determinanten der Studienfachwahl - wie etwa wirtschaftsräumliche Einflüsse - identifiziert werden können.

In dieser Hinsicht war das Ziel der vorliegenden Analyse, zunächst einen allgemeinen konzeptionellen Rahmen zu formulieren, durch den sich Standorteinflüsse auf die Studienfachwahl möglicherweise abbilden lassen und anschließend eine an diesem Konzept orientierte operationale Basis für die empirische Überprüfung des Konzepts zu finden.

- (2) Die Studie von Geißler läßt eine interessante Frage völlig offen: nämlich in welcher Richtung Substitutionsprozesse zwischen den Studienfächern verlaufen. So kann aus den Karten z.B. nicht entnommen werden, ob bestimmte Studienfächer von den an den Standorten Technischer Hochschulen beheimateten Studenten infolge der häufigeren Wahl technischer Studienfächer besonders stark vernachlässigt werden.
- (3) Nicht zuletzt ausschlaggebend für eine erneute empirische Analyse war der Umstand, daß aufgrund des erweiterten Erfassungsbereichs der Hochschulstatistik nun auch die Prüfung des räumlichen Wahlverhaltens der Studierenden in bezug auf das Studienfachangebot der Pädagogischen Hochschulen möglich war.

2. Räumliche Disparitäten in der Fachrichtungsstruktur der Studierenden

Um zunächst einen groben Überblick über das Ausmaß der regionalen Unterschiede in der Studienfachwahl der jeweils beheimateten Studierenden zu vermitteln, wurden die Fachrichtungsstrukturen der deutschen Studienanfänger nach Geschlechtern getrennt für die vier Regierungsbezirke des Untersuchungsraums ermittelt. Die Ergebnisse der Berechnungen sind in den beiden folgenden Tabellen ausgewiesen; zum Vergleich werden dabei jeweils die Durchschnittswerte für die Bundesrepublik mitgeführt.

Tab. 5: Anteile ausgewählter Fächergruppen an den männlichen deutschen Studienanfängern 1) in % - Wintersemester 1971/72

Fächergruppe	BRD	Unters.- gebiet	darunter:			
			Ober- bayern	Nieder- bayern	Ober- pfalz	Ober- franken
Theologie	1,89	1,72	1,23	1,91	2,84	2,04
Allgemeine und Zahnmedizin	4,38	6,50	5,44	8,77	8,24	6,25
Pharmazie	0,77	1,26	0,09	2,07	0,43	2,47
Rechtswissenschaften	7,58	6,52	7,31	5,90	5,54	5,38
Wirtschafts- u. Sozialwiss.	13,48	11,28	12,45	7,66	10,80	11,05
Geisteswissenschaften	30,05	26,62	21,67	32,22	32,81	32,12
darunter:						
Kulturwiss.	13,75	13,26	12,79	14,84	14,06	12,64
Lehramt an Schulen (ohne Gymnasien)	16,30	13,36	8,88	17,38	18,75	19,48
nur Lehramt an Volksschulen 2)	12,90	11,30	6,84	15,63	16,48	17,30
Naturwissenschaften	22,66	24,79	26,43	21,85	22,30	24,42
Ingenieurwissensch. (einschl. Architektur)	15,75	15,76	19,72	11,16	11,22	11,05

1) ohne Studienanfänger an der Universität und der Pädagogischen Hochschule Bremen.

2) Der in der Spalte für die Bundesrepublik angegebene Wert bezieht sich nur auf die Bundesländer, die die Studierenden des Lehramts an Volksschulen gesondert ausweisen (infolge anderer institutioneller Regelungen der Lehrerausbildung besteht eine getrennte Ausbildung für Lehrer an Volksschulen in Hamburg, Hessen und Berlin nicht).

Grundlagen: Statistisches Bundesamt. Große Hochschulstatistik. Tabellen 18.

Für die männlichen Studienanfänger kann festgehalten werden, daß die Fachrichtungsstruktur der im Untersuchungsraum beher-

mateten Studierenden im großen und ganzen der durchschnittlichen Fachrichtungsstruktur im Bundesgebiet entspricht. Überdurchschnittliche Anteile verzeichnen die Studienanfänger des Untersuchungsgebiets vor allem in den medizinischen und naturwissenschaftlichen Fächern; die Anteilswerte für Rechts-, Wirtschafts- und Sozialwissenschaften sowie für das Lehramt (ohne Lehramt an Gymnasien) weichen dagegen vom Bundesdurchschnitt etwas nach unten ab.

Wesentlich ausgeprägter sind die Anteilsunterschiede im Vergleich zwischen den vier Regierungsbezirken des Untersuchungsgebiets. Am auffälligsten treten die extremen Schwankungen in den Anteilswerten für die technischen Wissenschaften und für das Lehramt an Volksschulen in Erscheinung; hier setzen sich jeweils die in Oberbayern beheimateten Studienanfänger deutlich von den Studienanfängern aus den übrigen drei Regierungsbezirken ab. Etwas weniger ausgeprägt gilt dies auch für die Anteilswerte der Rechtswissenschaften. Weiterhin fällt auf der sehr niedrige Anteil der niederbayerischen Studienanfänger in den wirtschafts- und sozialwissenschaftlichen Fächern. Hervorstechend ist ebenfalls die Diskrepanz in der Häufigkeit der Wahl des Pharmaziestudiums zwischen Oberbayern und der Oberpfalz einerseits sowie Niederbayern und Oberfranken andererseits.

Die weiblichen Studienanfänger aus dem Untersuchungsgebiet zeigen gegenüber der bundesdurchschnittlichen Fachrichtungsstruktur in allen Fächergruppen mit Ausnahme der Studienfächer zum Lehramt (ohne Lehramt an Gymnasien) und des Studienfachs Theologie höhere Anteilswerte. Vergleicht man die Anteile der einzelnen Regierungsbezirke miteinander, so zeigt sich wiederum für eine ganze Reihe von Studiengebieten ein von den übrigen drei Bezirken sich deutlich absetzendes Wahlverhalten der in Oberbayern beheimateten Studentinnen. Für die Fächergruppen Rechtswissenschaften, Naturwissenschaften und technische Wissenschaften liegen die Werte für Oberbayern wesentlich über den Anteilswerten in den anderen Bezirken; ein niedrigerer Anteil ergibt sich dagegen für das Studium zum Volksschullehramt. Auffällig sind weiterhin die

Tab. 6: Anteile ausgewählter Fächergruppen an den weiblichen deutschen Studienanfängern 1) in% - Wintersemester 1971/72

Fächergruppe	BRD	Unters.- gebiet	darunter:			
			Ober- bayern	Nieder- bayern	Ober- pfalz	Ober- franken
Theologie	0,33	0,27	0,33	0,26	0,0	0,27
Allgemeine und Zahmedizin	2,59	4,25	4,08	3,88	4,14	5,41
Pharmazie	1,04	2,72	2,47	2,07	1,38	5,68
Rechtswissen- schaften	3,14	3,71	4,55	2,33	3,32	2,16
Wirtschafts- u. Sozialwiss.	5,66	6,04	7,09	5,62	6,63	3,78
Geisteswissen- schaften	72,02	62,10	55,68	72,09	71,27	68,65
darunter:						
Kulturwiss.	27,41	28,07	25,40	31,00	35,08	28,92
Lehramt an Schulen (ohne Gymnasien)	44,61	34,03	30,28	41,09	36,19	39,73
nur Lehramt an Volks- schulen 2)	41,61	33,69	29,88	40,83	36,19	39,73
Naturwissen- schaften	11,43	14,26	17,31	10,85	10,50	9,19
Ingenieurwis- sensch. (ein- schl. Archi- tektur	1,05	2,14	3,08	0,52	,93	1,35

1), 2) vgl. Fußnoten zu Tab. 5, S.110

Grundlagen: Statistisches Bundesamt. Große Hochschulstatistik, Tabellen 18.

niedrigen Anteilswerte für Wirtschafts- und Sozialwissen-
schaften in Niederbayern und Oberfranken sowie der extrem
hohe Wert für das Studienfach Pharmazie im Regierungsbezirk
Oberfranken.

Obwohl schon auf der Ebene der Regierungsbezirke deutliche
Zusammenhänge zwischen Studienfachwahl und regionalem Fächer-

angebot zu erkennen sind, hat es sich als zweckmäßig erwiesen, die empirische Analyse dieser Beziehungen in anderer Weise anzulegen. Das Konzept dieser Analyse wird im nächsten Abschnitt formuliert werden.

3. Das Grundkonzept des Untersuchungsansatzes: Studienfachangebote als "intervening opportunities"

3.1. Die Verhaltenshypothesen

Die Ergebnisse Geißlers sind zumindest insoweit eindeutig, als der Tendenz zur regionalen Bildungsseßhaftigkeit und damit zur Wahl der vom Heimatwohnsitz aus nächstgelegenen Hochschule offensichtlich auch eine verstärkte Neigung zu den an den nächstgelegenen Standorten vertretenen Studiengebieten korrespondiert¹⁾. Zur Erklärung hierfür können im wesentlichen die gleichen Verhaltenshypothesen herangezogen werden, die auch die allgemeine Tendenz zur Bildungsseßhaftigkeit begründen:

- (1) Die Neigung der Studierenden zur Distanzminimierung bei der Bildungswanderung, um die materiellen und immateriellen Kosten eines Wohnungswechsels zu vermeiden oder zumindest so klein wie möglich zu halten. Diese Neigung kann so stark ausgeprägt sein, daß sie sogar auf die Studienfachwahl und damit teilweise auch auf die Berufsentscheidung durchschlägt.
- (2) Die Neigung der Studierenden, Alternativen vorzuziehen, über die vergleichsweise umfangreichere und genauere Informationen verfügbar sind. Die räumliche Struktur sowohl der institutionellen wie der informellen Informationskanäle mag dazu führen, daß der Kenntnisstand über Studiengänge und Studienbedingungen in denjenigen

¹⁾ Es sei nochmals betont, daß diese Korrespondenz keineswegs zwangsläufig ist. Es ist durchaus vorstellbar, daß die Studienfachwahl zunächst unbeeinflusst von der räumlichen Lage der Studienfachangebote getroffen wird und die Hochschulwahl dann auf die nächstgelegene Hochschule fällt, an der das gewählte Fach studiert werden kann.

Studienfächern am höchsten und präzisesten ist, die an der dem Heimatwohnsitz nächstgelegenen Hochschule vertreten sind.

3.2. Studienfachangebote als "intervening opportunities"

Für den Versuch einer formalen Strukturierung des Zusammenhangs zwischen der räumlichen Verteilung der Studiengebiete und der Studienfachwahl mag sich vielleicht zunächst der Gedanke anbieten, die Häufigkeit¹⁾ der Wahl eines bestimmten Studienfachs mit der Entfernung zum nächstgelegenen Hochschulort, an dem dieses Fach studiert werden kann, in Beziehung zu setzen. Bei näherem Zusehen erweist sich freilich schnell, daß mit einer solchen gravitationstheoretisch orientierten Betrachtung der Einfluß der räumlichen Struktur des Studienfachangebots auf die Studienfachwahl nicht adäquat erfaßt werden kann.

Dem Grunde nach handelt es sich um ein Problem, das schon mehrfach angesprochen worden ist²⁾ und aus der Tatsache resultiert, daß die einzelnen Studiengebiete in unterschiedlichen Netzen verortet sind, und daß gleichzeitig die räumliche Verteilung der Hochschulorte sehr unregelmäßig ist. Die Entfernung zwischen einem bestimmten Herkunftskreis der Studierenden und dem nächstgelegenen Standort eines bestimmter Studienfachangebots ist je nach Lage des Herkunftskreises innerhalb des Hochschulnetzes mit ganz unterschiedlichen Entfernungen zu den Standorten alternativer Studienfachangebote verknüpft. Entscheidend für die Aussagefähigkeit eines bestimmten Strukturmusters zur Erfassung der räumlichen Einflüsse auf die Studienfachwahl ist daher, daß die Lage der einzelnen Kreise innerhalb des Netzes der Hochschulorte

1) Mit "Häufigkeit" ist in diesem Zusammenhang immer relative Häufigkeit gemeint.

2) Ähnliche Probleme ergeben sich bei der Formulierung eines Modells der Bildungswanderungen (vgl. S.22ff.) und bei der Messung von Distanzelastizitäten des Schul- und Hochschulbesuchs (vgl. S.36ff. und S.103ff.), wenn alternative Ausbildungsmöglichkeiten unberücksichtigt bleiben bzw. nur ein Teil der Studierenden erfaßt wird.

bzw. Studienfachangebote adäquat erfaßt wird.

Der Grundgedanke eines solchen räumlichen Ordnungsschemas ist sehr einfach. Wir gehen davon aus, daß die Studierenden alle Studienfachangebote als "opportunities"¹⁾ wahrnehmen. Die Fachrichtungsstruktur der Studienplatznachfrage in den einzelnen Teilräumen des Untersuchungsgebiets wird dann davon abhängen, wie sich die räumliche Verteilung der "opportunities" von den Herkunftsräumen der Studierenden aus betrachtet darstellt. Die Häufigkeit der Wahl eines bestimmten Studienfachs wird um so mehr abnehmen, je mehr "intervening opportunities" in Form alternativer Studienfachangebote überschritten werden müssen, bis ein Hochschulstandort erreicht wird, an dem das betreffende Studienfach belegt werden kann.

Dieses Grundkonzept der Interpretation von Studienfachangeboten als "opportunities" wird ergänzt durch einige Hypothesen über die Attraktivität der "intervening opportunities" in Abhängigkeit von ihrer Lage zu den Herkunftsorten der Studierenden einerseits und zu den Standorten konkurrierender Studienfachangebote andererseits. Dies soll anhand von Ab-

¹⁾ Die Verwendung der Begriffe "opportunities" und "intervening opportunities" im Zusammenhang mit der Analyse räumlicher Mobilitätsprozesse geht auf Stouffer zurück. Stouffer entwickelt ein Modell zur Erklärung der Größe gerichteter Wanderungsströme, in dem die Distanz zwischen zwei Orten durch die Zahl der "opportunities" zwischen diesen Orten gemessen wird. Grundgedanke dabei ist, daß mit zunehmender Entfernung eine wachsende Anzahl von Wanderungsalternativen überschritten wird und daher auch die Wahrscheinlichkeit zunimmt, daß die Wandernden in einer geringeren als der betrachteten Entfernung Wanderungsziele vorfinden, die sie als gleichwertig wahrnehmen und wegen der geringeren Laumüberwindungskosten vorziehen. Die mit zunehmender Entfernung abnehmende Anzahl von Wanderungsbewegungen resultiert daher aus dem Absorptionseffekt der "intervening opportunities". Die Analogie zum vorliegenden Problem ist deutlich.

Vgl. S.A. Stouffer: Intervening opportunities. A Theory Relating Mobility and Distance. In: American Sociological Review, Vol. 5 (1940), S.845ff. Eine revidierte und erweiterte Fassung dieses Modells findet sich in: ders.: Intervening opportunities and Competing Migrants. In: Journal of Regional Science, Vol. 2 (1960), S.1ff.

bildung 4 erläutert werden.

Abb. 4:

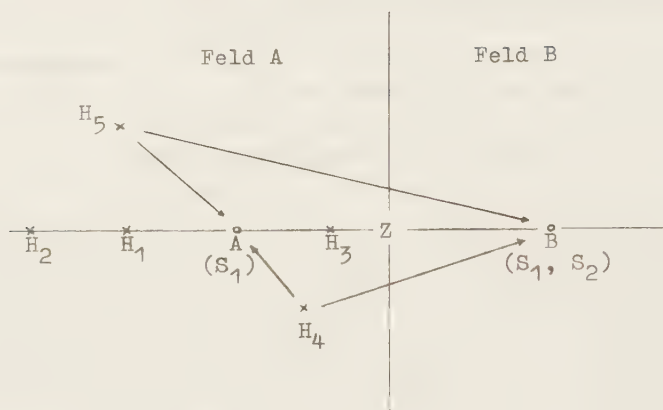


Abbildung 4 stellt ein einfaches Netz von Hochschulstandorten dar (A, B). Beide Standorte verfügen über ein Studienfachangebot S_1 ; in B kann zusätzlich das Studienfach S_2 studiert werden. Z sei der Mittelpunkt zwischen A und B. Folgende Festlegungen werden zunächst getroffen:

Die Studienfachangebote $S_1, \dots, S_n$ sind "opportunities". Ein bestimmtes Studienfach S_i tritt dann gegenüber einem Studienfach S_j als "intervening opportunity" auf, wenn ein Hochschulstandort, an dem das Fach S_i studiert werden kann, überschritten werden muß, um das alternative Studienfach S_j zu studieren. Wird Studienfach S_j gewählt, so gilt ein Standort mit dem Studienfachangebot S_i immer dann als überschritten, wenn die Distanz zwischen Herkunftsort der Studierenden und dem nächstgelegenen Standort mit dem Angebot S_j größer ist als die Entfernung zum nächstgelegenen Standort mit dem Angebot S_i . Illustriert an Abbildung 4 bedeutet dies, daß das Studienfachangebot S_1 für alle Herkunftsorte der Studierenden in Feld A (also links von der über den Punkt Z verlaufenden Vertikalen) gegenüber dem Studienfachangebot S_2 den Charakter einer "intervening opportunity" annimmt¹⁾.

¹⁾ Das "Überschreiten" eines intervenierenden Studienfachangebots ist also nicht richtungsmäßig, sondern distanzmäßig definiert. Studierende aus H_4 oder H_5 , die S_2 studieren, überschreiten S_1 gleichermaßen wie die Studierenden von S_2 , die in H_1 beheimatet sind.

Studienfachangebot S_1 verfügt also in Feld A über Lage- und Informationsvorteile gegenüber dem Fachangebot S_2 ; in Feld B hingegen konkurrieren beide Angebote ohne solche Vorteile miteinander. Daher ist zu erwarten, daß die in Feld A beheimateten Studierenden seltener das Studienfach S_2 wählen als die in Feld B beheimateten Studenten.

Weiterhin wird angenommen, daß die Häufigkeit der Wahl des Studienfachangebots S_2 in Feld A davon abhängig ist, wie breit das Studienfachangebot S_1 ist, d.h. also, wie zahlreich die "intervening opportunities" sind. Es ist damit zu rechnen, daß die Häufigkeit der Wahl von S_2 in Feld A um so niedriger ist, je mehr Fächer das Angebot S_1 umfaßt¹⁾.

Da die Entscheidung für eine Alternative gleichzeitig auch eine Entscheidung gegen eine konkurrierende Alternative bedeutet, implizieren die Hypothesen über die Häufigkeit der Wahl von S_2 selbstverständlich auch eine Hypothese über die Wahlhäufigkeit des als "intervening opportunity" auftretenden Studienfachangebots S_1 . In den Räumen, in denen Studienfächer "intervening opportunities" darstellen, werden sie häufiger gewählt als in Gebieten, in denen sie nicht über Lage- oder Informationsvorteile verfügen.

Die verhaltenstheoretischen Annahmen, mit denen die Hypothese des Zusammenhangs zwischen räumlicher Struktur des Studienfachangebots und Studienfachwahl begründet wurde, legen die Vermutung nahe, daß die Intensität des Einflusses der "intervening opportunities" nicht unabhängig von ihrer räumlichen Lage sowohl zu den Heimatorten der Studierenden wie auch zu den Hochschulorten mit alternativen Studienmöglichkeiten sein wird.

So ist zunächst festzuhalten, daß zwar alle Punkte des Feldes A näher zum Studienfachangebot S_1 als zu Studienfachangebot

¹⁾ Dies bedeutet nicht, daß auch der Unterschied in der Häufigkeit der Wahl von S_2 zwischen den beiden Feldern A und B größer werden müßte. Ein vergleichsweise breiteres Angebot S_1 in A und B stellt auch für die in Feld B beheimateten Studierenden eine größere Menge an Alternativen zu S_2 dar, so daß auch hier mit einer sinkenden Anzahl der Studierenden des Fachs S_2 zu rechnen sein wird.

liegen, die Entfernungsunterschiede aber keineswegs konstant sind. Während die Entfernungsunterschiede für Punkte nahe der über Z verlaufenden Vertikalen gegen Null konvergieren, erreichen sie ihren der Streckenlänge AB entsprechenden maximalen Wert in Standort A und den auf der Horizontalen liegenden Punkten links von A. Es erscheint aber plausibel anzunehmen, daß der mit der Wahl von S_1 verbundene Lagevorteil dieses Studienfachangebots um so geringer sein wird, je geringer der Entfernungsunterschied zu A und B ist; das Entsprechende mag für den unterschiedlichen Informationsstand über Studiengänge und Studienbedingungen gelten. Daher ist zu erwarten, daß der Einfluß der "intervening opportunity" S_1 auf die Fachrichtungsstruktur der beheimateten Studierenden z.B. in H_1 stärker ausgeprägt ist als etwa in H_3 .

Ebenso ist damit zurechnen, daß die mit der Wahl der "intervening opportunity" S_1 verknüpften Lagevorteile für die in Standort A selbst oder in dessen unmittelbarer Nähe beheimateten Studierenden größer sind als für die Studierenden, deren Heimatort relativ weit von Standort A entfernt ist. Die Wahl des Studienfachangebots S_1 ermöglicht für die in A oder in dessen Umgebung wohnenden Studierenden die Beibehaltung des bisherigen Wohnsitzes. Für die weiter entfernt von A beheimateten Studenten entfällt diese Möglichkeit; für sie bestehen die Lagevorteile der Wahl von S_1 nur noch darin, daß der Heimatwohnsitz mit vergleichsweise geringerem Kosten- und Zeitaufwand erreichbar ist. Illustriert an Abbildung 4 kann deshalb angenommen werden, daß der Einfluß der räumlichen Verteilung des Studienfachangebots auf die Studienfachwahl z.B. in H_1 stärker ist als etwa in H_2 (obwohl die Entfernungsunterschiede zu A und B in beiden Punkten gleich groß sind).

Die beiden Hypothesen implizieren, daß sich im Vergleich zur Fachrichtungsstruktur der in Feld B beheimateten Studenten die größte Abweichung in der Studienfachwahl für die am Standort der "intervening opportunity" S_1 beheimateten Studierenden ergeben muß.

Die vorangegangenen Ausführungen lassen sich in vier Hypothesen zusammenfassen:

- (1) "Intervening opportunities" beeinflussen die Fachrichtungsstruktur der Studierenden zugunsten der intervenierenden Studienfachangebote und zuungunsten alternativer Studiemöglichkeiten.
- (2) Alternative Studienfachangebote werden um so seltener gewählt, je zahlreicher die "intervening opportunities" sind.
- (3) Der Einfluß der "intervening opportunities" auf die Studienfachwahl nimmt mit steigendem Entfernungsunterschied zwischen den Heimatorten der Studierenden und dem Standort der "intervening opportunities" ab.
- (4) Der Einfluß der "intervening opportunities" auf die Studienfachwahl nimmt mit steigendem Entfernungsunterschied zu den nächstgelegenen Standorten alternativer Studienfachangebote zu.

3.2. Studienfachwahl und Bildungswanderung

Die vorliegenden Hypothesen beziehen sich auf die Erklärung von Diskrepanzen zwischen den Fachrichtungsstrukturen der Studienplatznachfrage in den einzelnen Teilräumen des Untersuchungsgebiets. Es bleibt dabei offen, ob und inwieweit der Einfluß der intervenierenden Studienfachangebote auch die Wanderungsströme zu den einzelnen Hochschulorten strukturiert. Illustriert an Abbildung 4 bedeutet dies folgendes: Wir betrachten die Hypothese des Einflusses von "intervening opportunities" auf die Studienfachwahl denn als bestätigt, wenn in Feld A die relative Häufigkeit der Wahl des Studienfachs S_1 in einem statistisch signifikanten Ausmaß über der relativen Häufigkeit liegt, mit der die in Feld B beheimateten Studenten S_1 wählen. Die Bestätigung der Hypothese ist unabhängig davon, wo die in Feld A beheimateten Studierenden das Studium von S_1 absolvieren.

Es ist freilich sehr wahrscheinlich, daß sich in dem Maße, wie das regionale Studienfachangebot die Studienfachwahl beeinflusst, auch die Wanderungsbewegungen auf die Standorte der "intervening opportunities" verstärken werden. Denn der ohnehin verbreitete Trend zur Distanzminimierung dürfte bei denjenigen Studierenden, die sich bei der Studienfachwahl aufgrund der Lage- und Informationsvorteile der "intervening opportunities" zugunsten dieser Fächer entscheiden, eher noch mehr ausgeprägt sein als bei den Studierenden, die nur die Wahl des Hochschulorts unter Lagegesichtspunkten treffen. So kann a priori mit einiger Sicherheit angenommen werden, daß sich im Vergleich zu einer Situation, in der nur die Standortwahl, nicht aber die Studienfachwahl in Hinblick auf Distanzminimierung getroffen wird, die Bildungseffektivität der Studierenden insgesamt erhöht, wenn bei einem Teil der Studenten die Abneigung gegen Mobilität auch die Studienfachwahl beeinflusst.

Dennoch implizieren die Verhaltenshypothesen, mit denen ein möglicher Einfluß der "intervening opportunities" auf die Studienfachwahl zu erklären wäre, nicht zwingend, daß sich ein höherer Anteilswert der intervenierenden Studienfächer in vollem Ausmaß auch in entsprechend mehr Wanderungsbewegungen zu den Standorten der "intervening opportunities" niederschlagen müßte. So ist etwa zu berücksichtigen, daß

- Studienfächer unter dem Gesichtspunkt von Lagevorteilen gewählt werden, diese Lagevorteile dann aber nicht realisiert werden können. Mit dem Auftreten solcher Fälle muß in Numerus-clausus-Fächern gerechnet werden;
- Studienfächer unter dem Gesichtspunkt von Lagevorteilen gewählt werden, diese Lagevorteile aber - möglicherweise nur für einige Semester - nicht realisiert werden, weil sich die Standortpräferenzen der Studierenden aus persönlichen oder studienbedingten Gründen ändern;
- der Informationsstand über Studieninhalte und Studienaufbau möglicherweise nur die Studienfachwahl, nicht aber die Standortwahl zugunsten der "intervening opportunity" beeinflusst.

Aus der Überlegung, daß einer unter dem Einfluß von "intervening opportunities" getroffenen Studienfachwahl nicht in jedem Fall eine Bildungswanderung zum Standort der "intervening opportunity" korrespondieren muß, folgt, daß für die Analyse des Zusammenhangs zwischen regionalem Studienfachangebot und Studienfachwahl nur die Fachrichtungsstrukturen, nicht aber die Bildungswanderungen der in den einzelnen Teilräumen beheimateten Studenten die geeignete Grundlage bieten.

Auf die Frage, in welchem Ausmaß der Einfluß der "intervening opportunities" die Wanderungsströme der Studierenden beeinflußt, wird nicht eingegangen werden. Es ist schon darauf verwiesen worden, daß zur Struktur der Wanderungsbewegungen ohnehin eine neuere Darstellung vorliegt¹⁾.

3.6. Eine methodische Anmerkung

Die vorliegende Untersuchung isoliert weitgehend von den zahlreichen anderen Faktoren, die die Studienfachwahl ebenfalls beeinflussen, wie etwa soziale Herkunft, Beruf der Eltern, Beurteilung der Berufschancen, Schulausbildung, wirtschaftsräumliche Gegebenheiten u.a.m. Problematisch ist dieser isolierte Untersuchungsansatz dabei insofern, als keineswegs gewährleistet ist, daß das ganze Bündel nicht berücksichtigter Faktoren in gleichmäßiger Ausprägung über den gesamten Untersuchungsraum hinweg verteilt ist. Daher kann im Einzelfall nicht ausgeschlossen werden, daß die Wirkungen der "intervening opportunities" auf die Studienfachwahl durch andere Faktoren überdeckt werden; ebenso ist es möglich, daß räumliche Unterschiede in der Fachrichtungsstruktur in einem gewissen Ausmaß auch fälschlicherweise dem Einfluß der räumlichen Struktur des Studienfachangebots zugerechnet werden.

Um die Gefahr solcher Scheinkorrelationen nicht zu groß werden zu lassen, wurden punktuell einige andere Bestimmungsfaktoren der Studienfachwahl in die Analyse mit einbezogen, soweit das verfügbare statistische Material dies ermöglichte.

¹⁾Vgl. E. Bergjohann, S. Diesterweg, U. Pohl: a.a.O., S.141ff.

4. Operationale Fassung des Untersuchungskonzepts und Formulierung der Testhypothesen

4.1. Das Standortnetz der Studienfachangebote

a) Zur Bestimmung der untersuchten Fachgebiete

Die erste Frage, die sich bei der Operationalisierung des Untersuchungsansatzes stellte, war die, auf welchem fachlichen Differenzierungsniveau der Zusammenhang zwischen regionalem Studienfachangebot und Studienfachwahl analysiert werden sollte. Wir haben uns dabei für die Mehrzahl der Fächer zugunsten eines relativ hohen Aggregationsniveaus, d.h. also zur Zusammenfassung zu großen Studiengebieten, entschieden. Ausschlaggebend hierfür waren zwei Gründe:

- (1) Bei einer weitgehenden Zerlegung in einzelne Studienfächer ergeben sich insbesondere in den Tests, bei denen eine kreisweise Erfassung der Studienfachwahl notwendig war, extrem niedrige Besetzungsziffern; hier wäre mit statistisch signifikanten Untersuchungsergebnissen kaum noch zu rechnen gewesen.
- (2) Eine detaillierte Gliederung des Studienfachangebots hätte mit hoher Wahrscheinlichkeit keine Aussagen mehr darüber erlaubt, ob bestimmte Studienfächer beim Auftreten von "intervening opportunities" besonders stark verdrängt werden.

Der Nachteil dieses Verfahrens ist natürlich, daß etwaige unterschiedliche Differenzierungsgrade der Fächergruppen an den einzelnen Hochschulorten verdeckt werden; dies betrifft insbesondere die Neugründung Regensburg im Vergleich zu den Universitäten Erlangen-Nürnberg und München. Freilich mag dieser Nachteil nicht allzu schwer wiegen; zumindest a priori wäre zu erwarten, daß ein vergleichsweise wenig differenziertes Fächerangebot innerhalb eines Studiengebiets kaum Substitutionsprozesse zugunsten völlig fachfremder Studienfächer auslöst.

Einzelne Studienfächer, bei denen eine sachliche Zuordnung zu Fächergruppen nicht sinnvoll schien, wurden nur dann in die Analyse einbezogen, wenn ihr Anteil an den Studierenden insgesamt einigermaßen groß war. Entsprechend wurden kleine Fachgebiete ohne Zuordnungsmöglichkeiten aus der Untersuchung ausgeklammert¹⁾. Eine Ausnahme hiervon wurde lediglich für das Studienfach Pharmazie gemacht. Die räumliche Angebotsstruktur dieses Fachs weist ausgeprägte Besonderheiten auf, die es lohnend erscheinen ließen, die Hypothese des Zusammenhangs zwischen regionalem Studienfachangebot und Studienfachwahl auch für dieses Fach zu überprüfen. Von Interesse war das Fach auch deshalb, weil Pharmazie seit langem zu den Numerus-clausus-Fächern mit den - gemessen an den Grenznoten zur Zulassung ohne Wartezeit - schärfsten Kapazitätsrestriktionen gehört. Hier bestand also die Möglichkeit, zu prüfen, ob sich regionale Präferenzen auch über den Numerus clausus hinweg durchsetzen.

Folgende Studienfächer bzw. Studienrebiere wurden untersucht²⁾:

- (1) Allgemein- und Zahnmedizin,
- (2) Rechtswissenschaften,
- (3) Wirtschafts- und Sozialwissenschaften,
- (4) Geisteswissenschaften (ohne Lehramt an Volksschulen),
- (5) Lehramt an Volksschulen,
- (6) Mathematik und Naturwissenschaften,
- (7) Ingenieurwissenschaften (einschl. Architektur),
- (8) Pharmazie.

b) Regionale Verteilung der Studienfächer bzw. Studiengebiete

Die räumliche Verteilung des Angebots der verschiedenen Stu-

¹⁾ Ausgeklammert wurden Theologie, Tiermedizin, land- und forstwirtschaftliche Studienfächer sowie das Sportstudium. Auf die einbezogenen Fächer entfallen zum Untersuchungszeitpunkt etwa 93% aller männlichen und 95% aller weiblichen Studierenden des Untersuchungsgebiets.

²⁾ Die Zusammenfassung zu Fächergruppen erfolgt nach der Klassifikation der amtlichen Hochschulstatistik.

diensgebiete unterscheidet sich erheblich voneinander. Im folgenden werden die wesentlichen Merkmale der regionalen Verteilungen kurz skizziert. Alle Angaben beziehen sich dabei auf den Ausbaustand der wissenschaftlichen Hochschulen zum Untersuchungszeitpunkt, also auf das Wintersemester 1971/72.

Eine Erweiterung der einzubeziehenden Standorte war gegenüber der Untersuchung zur Entfernungsempfindlichkeit des Hochschulbesuchs nicht notwendig. Mit den dort genannten Hochschulorten ist auch nach Studiengebieten differenziert für jeden Kreis der nächstgelegene Hochschulstandort erfaßt.

(1) Ingenieurwissenschaften (einschl. Architektur)

Das Studienfachangebot der Ingenieurwissenschaften ist nahezu komplett mit den Fachbereichen Bauwesen, Maschinenbauwesen, Vermessungswesen, Elektrotechnik, Wirtschaftsingenieurwesen und Werkstoffwissenschaften nur am Hochschulort München vertreten. Die Universität Erlangen-Nürnberg verfügt zwar auch über eine Technische Fakultät; an dieser beschränken sich die Studienmöglichkeiten im Wintersemester 1971/72 auf einige Fächer aus dem Bereich der Elektrotechnik (Allgemeine Elektrotechnik, Meß- und Regelungstechnik, Datenverarbeitung) sowie einige kleinere Spezialgebiete, die keinen eigenständigen Studiengang darstellen.

(2) Allgemein- und Zahnmedizin, Geisteswissenschaften (ohne Volksschullehramt), Mathematik und Naturwissenschaften

Die genannten Fächergruppen werden an den drei Universitätsstandorten Erlangen, München und Regensburg angeboten. Im Ausbaustand und Differenzierungsgrad liegt Regensburg dabei hinter Erlangen und Nürnberg zurück. So können in Regensburg vor allem nur die vorklinischen Semester des Medizinstudiums absolviert werden.

(3) Rechtswissenschaften, Wirtschafts- und Sozialwissenschaften

Standorte dieses Fachangebots sind ebenfalls Erlangen-Nürnberg, München und Regensburg. Mit Beginn des Wintersemesters

1970/71 ist ein Studienfachangebot im Bereich der Wirtschaftswissenschaften und mit Beginn des Wintersemesters 1971/72 der Rechtswissenschaften auch in Augsburg vertreten.

(3) Lehramt an Volksschulen

Dieses Studienfach ist fast an allen Hochschulorten¹⁾ vertreten. Die örtliche Konkurrenzsituation mit anderen Studienfächern ist dabei sehr unterschiedlich. Sie reicht vom ausschließlichen Angebot des Studiums zum Lehramt an Volksschulen (Bayreuth) bis zum vollständigen Studienangebot in allen Fächergruppen (München).

(4) Pharmazie

Die Möglichkeit zum Studium der Pharmazie bieten vier Standorte: München, Erlangen sowie Bamberg und Passau. Die örtlichen Angebotssituationen in anderen Studienfächern sind wieder sehr unterschiedlich. Zu beachten ist, daß an den beiden Philosophisch-Theologischen Hochschulen in Bamberg und Passau nur die zwei propädeutischen Anfangssemester des Pharmaziestudiums absolviert werden können. Die vollständige Durchführung dieses Studiums impliziert also einen Standortwechsel. Es wird zu prüfen sein, ob auch eine in dieser Weise eingeschränkte örtliche Studienmöglichkeit zu einer Erhöhung der regionalen Studienplatznachfrage in diesem Studienfach führt.

4.2. Die Nachfragevariablen

Zu erklären sind Abweichungen in der Fachrichtungsstruktur der in den einzelnen Kreisen bzw. Teilräumen des Untersuchungsgebiets beheimateten Studierenden. Die Fachrichtungsstruktur wird dabei beschrieben durch die Anteile der Studierenden in den einzelnen Studiengebieten an den insgesamt beheimateten Studierenden. Grundlage der Berechnungen dieser

¹⁾ Eine Ausnahme bildet nur der Hochschulort Passau.

Anteilswerte sind wiederum die Tabellen 18 der Großen Hochschulstatistik des Statistischen Bundesamts. Die Werte beziehen sich daher auf die im Untersuchungsgebiete beheimateten Studierenden an allen Hochschulen mit Ausnahme der Universität und der Pädagogischen Hochschule Bremen.

Theoretisch zumindest hätten für die Untersuchung des Zusammenhangs zwischen regionalem Studienfachangebot und Studienfachwahl auch die fachspezifischen Dichteziffern des Hochschulbesuchs verwendet werden können. Dies hätte jedoch bei allen Tests wieder die Berücksichtigung der sozialstrukturellen Zusammensetzung der Bevölkerung des Untersuchungsgebiets erforderlich gemacht und die Unschärfen der Sozialstrukturvariablen auch in diese Analyse hineingetragen; daher wurde der Verwendung von Anteilswerten der Vorzug gegeben.

Da infolge der geschlechtsspezifischen Rollenverteilung im Berufsleben die einzelnen Studienggebiete für Studenten einerseits und für Studentinnen andererseits von sehr unterschiedlicher Attraktivität sind, schien es zweckmäßig, den Einfluß von "intervening opportunities" getrennt nach Geschlechtern zu überprüfen. Auf Berechnungen für beide Geschlechter zusammen wurde verzichtet, da hiervon kein zusätzlicher Informationsgewinn zu erwarten war.

Sämtliche Tests wurden sowohl für die Studierenden wie für die Studienanfänger durchgeführt. Vor allem bei den Tests, die eine kreisweise Disaggregation des Untersuchungsgebiets erforderten, beruhen die Anteilswerte auf teilweise sehr kleinen Zahlen¹⁾, so daß mit einem relativ hohen Gewicht von Zufallseinflüssen gerechnet werden mußte. Aus statistischen Gründen schien es deshalb angebracht, die Berechnungen auch für die Studierenden aller Semester durchzuführen. Zudem war beabsichtigt, aus einem Vergleich zwischen den Ergebnissen für Studienanfänger und Studierende eventuelle Anhaltspunkte für mögliche Veränderungen der Bedeutung von "intervening opportunities" für die Studienfachwahl zu gewinnen.

¹⁾ In 36 von 109 Kreisen und kreisfreien Städten lag die Zahl der beheimateten weiblichen Studienanfänger im Wintersemester 1971/72 unter 10.

Methodisch sind allerdings die Rechenansätze mit den Anteilswerten für die Studienanfänger vor allem aus den beiden folgenden Gründen korrekter:

- (1) Die Studierenden des Wintersemesters 1971/72 setzen sich aus den Studienanfängern mehrerer Studienjahrgänge zusammen. Die räumliche Verteilung des Studienfachangebots ist aber während dieses Zeitraums nicht konstant geblieben (Erweiterung der Studienmöglichkeiten in Augsburg und Regensburg). Die räumliche Struktur des Studienfachangebots im Wintersemester 1971/72 ist daher eine mit gewissen Fehlern behaftete Abbildung der "opportunities" für die Studierenden dieses Semesters¹⁾.
- (2) Die Studierenden enthalten auch die Studienfachwechsler. Bei diesen ist zu vermuten, daß sich die Wahl eines neuen Studienfachs weitgehend am Fächerangebot des Studienorts orientiert. Die räumliche Struktur des Angebots wird also auch hier eine Rolle spielen, jedoch in ganz anderer Weise, als in der auf die Heimortorte der Studierenden bezogenen Abbildung der "opportunities" zum Ausdruck gebracht wird²⁾. Bei den Studienanfängern tritt dieses Problem nicht auf. Als Studienanfänger werden in der Großen Hochschulstatistik nur die Studierenden im ersten Hochschulsemerster, nicht jedoch Studierende im ersten Fach-, aber höherem Hochschulsemerster erfaßt.

Die Kennzeichnung der zu erklärenden Anteilswerte der Studierenden der einzelnen Fachgebiete an den beheimateten Studierenden insgesamt erfolgt nach einem vierstelligen Buchstabenschlüssel. An erster Stelle wird gekennzeichnet, ob sich die Anteilswerte auf Studierende oder Studienanfänger beziehen (S, A). Mit dem zweiten Buchstaben wird das Geschlecht signiert (M, W). Die beiden letzten Buchstaben

1) Dies erschwert auch die Ableitung von Aussagen über mögliche Veränderungen der Bedeutung des regionalen Studienfachangebots für die Studienfachwahl.

2) Der Einfluß eines räumlich anders orientierten Wahlverhaltens der Studienfachwechsler auf die Ergebnisse ist allerdings nicht eindeutig. Plausibel sind sowohl Fälle in Richtung einer Bestätigung wie Fälle in Richtung einer Falsifikation der Hypothese des Einflusses der "intervening opportunities".

werden zur Kennzeichnung der Studienfächer bzw. Studiengebiete verwendet:

ME = Allgemein- und Zahnmedizin,
RW = Rechtswissenschaften,
WS = Wirtschafts- und Sozialwissenschaften,
GW = Geisteswissenschaften (ohne Lehramt an Volksschulen)
VL = Lehramt an Volksschulen,
NA = Naturwissenschaften und Mathematik,
IN = Ingenieurwissenschaften (einschl. Architektur),
AP = Pharmazie.

Damit ist z.B. "SMVL" zu lesen als "Anteil der männlichen Studierenden des Lehramts an Volksschulen an den beheimateten Studierenden insgesamt".

4.3. Operationale Beschreibung der räumlichen Struktur des Studienfachangebots und Testhypothesen

Die Standortnetze der einzelnen Studienfachangebote sind nicht deckungsgleich. Daher ergeben sich für die überwiegende Mehrzahl der Kreise im Untersuchungsgebiet Entfernung Unterschiede zu den jeweils nächstgelegenen Standorten der einzelnen Studiengebiete. An diesen Tatbestand knüpft die operationale Formulierung für die regionale Verteilung der "opportunities" an. Zur Untersuchung des Einflusses der "intervening opportunities" auf die Studienfachwahl wurden zwei Verfahren verwendet:

- (1) Kreise gleicher oder zumindest ähnlicher Lage innerhalb des Standortnetzes der Hochschulen wurden zu Gruppen zusammengefaßt. Unterschiedliche Fachrichtungsstrukturen in den einzelnen Gruppen wurden daraufhin überprüft, inwieweit sich die auftretenden Unterschiede mit dem Konzept der "intervening opportunities" erklären lassen.
- (2) Mit Hilfe von Regressionsanalysen wurde der Einfluß von Distanzdifferenzvariablen auf die Studienfachwahl getestet.

Beide Verfahren zusammen erlauben eine lückenlose Überprüfung der eingangs aufgestellten Hypothesen. Im folgenden werden die Verfahren näher beschrieben und die zugehörigen Testhypothesen formuliert.

a) Charakterisierung der räumlichen Verteilung der Studienfachangebote durch Zonenbildung

Hinsichtlich der sieben großen Studiengebiete, die in die Untersuchung einbezogen wurden (also alle Fächer mit Ausnahme von Pharmazie) erlaubt die räumliche Verteilung der Studienfachangebote eine grobe Klassifizierung der Hochschulorte in drei Standorttypen, deren Fächerangebote sich deutlich voneinander unterscheiden. Die Gruppierung der Kreise zu "Zonen" erfolgt nach dem Kriterium, zu welchem Standorttyp der von einem Kreis aus nächstgelegene Hochschulort zu rechnen ist. Damit sind die Kreise gleichzeitig danach gruppiert, welche Fächergruppen jeweils als "intervening opportunities" auftreten.

Für die Analyse des Studienfachs Pharmazie war diese Zoneneinteilung nicht anwendbar; hierfür wurde eine eigene Abgrenzung vorgenommen. Zunächst wird die Zonenbildung für die großen Fächergruppen diskutiert; anschließend erfolgt die Beschreibung der Zonen für die Untersuchung des Studienfachs Pharmazie.

Folgende Standorttypen wurden unterschieden:

- (1) Standorte, an denen nur oder nahezu ausschließlich das Studium des Volksschullehramts absolviert werden kann (Standorttyp P). Zu diesen Standorten wurden gezählt: Bamberg, Bayreuth, Eichstätt und Augsburg.

Die Anreicherung des Studienfachangebots mit philosophisch-theologischen Fächern in Bamberg, Eichstätt und Augsburg sowie mit dem Studienfach Pharmazie in Bamberg ist unerheblich. Selbst wenn diese Studienfächer in den Einzugsbereichen der genannten Orte relativ häufiger gewählt werden, ist infolge des sehr niedrigen Anteils der Theo-

logie- und Pharmaziestudenten an den Studierenden insgesamt mit signifikanten Rückwirkungen auf die Anteilswerte der untersuchten Fächergruppen nicht zu rechnen¹⁾. Anders verhält es sich dagegen mit der Erweiterung des Studienfachangebots durch Rechts- und Wirtschaftswissenschaften in Augsburg. Bei Kreisen, deren Entfernung zu Augsburg geringer ist als zu München, wurde daher berücksichtigt, daß das Lehramt an Volksschulen für die Studierenden der Rechts- und Wirtschaftswissenschaften keine "intervening opportunity" darstellt.

- (2) Standorte, an denen die Studienfächer der traditionellen Universitäten, nicht aber die ingenieurwissenschaftlichen Disziplinen vertreten sind (Standorttyp U). Zu diesem Standorttyp wurden gerechnet: Erlangen und Regensburg. An beiden Standorten sind auch Pädagogischen Hochschulen vorhanden. Standorttyp U impliziert also jeweils das Studienfachangebot von Standorttyp P.

Die grundsätzliche Zuordnung von Erlangen zu Standorttyp U erschien gerechtfertigt, da das Studienfachangebot der Technischen Fakultät in Erlangen im Vergleich zu den Studienmöglichkeiten in München extrem schmal ist. Ob sich in der Fachrichtungsstruktur der im Einzugsbereich von Erlangen beheimateten Studierenden das Studienfachangebot der dortigen Technischen Fakultät bemerkbar macht, wurde eigens nachgeprüft.

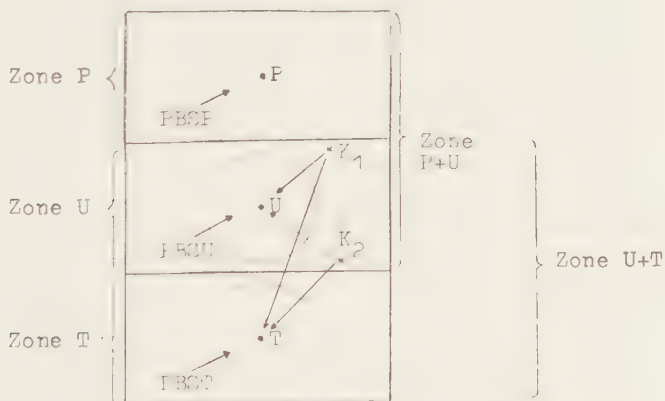
- (3) Standorte, an denen die Studienfächer der traditionellen Universitäten und die ingenieurwissenschaftlichen Disziplinen vertreten sind (Standorttyp T). Dies trifft nur auf München zu. Da München ebenfalls Standort einer Pädagogischen Hochschule ist, impliziert Standorttyp T auch das Studienfachangebot von U und P.

¹⁾ Diese Annahme gründet ebenso wie die Vernachlässigung der "kleinen" Studienfächer in der Untersuchung auf einer vorgängigen empirischen Überprüfung der regionalen Unterschiede in der Fachrichtungsstruktur. Prinzipiell wäre natürlich jedes Studienfach als "opportunity" mit entsprechenden Rückwirkungen auf die Frequenz der übrigen Studienfächer zu interpretieren. Freilich hängt das Ausmaß des Absortions-effekts einer "intervening opportunity" von ihrer allgemeinen Attraktivität für die Studierenden ab.

Andere örtliche Angebotskombinationen, die für die hier untersuchten Studienggebiete relevant gewesen wären, finden sich im Untersuchungsraum nicht¹⁾.

Sämtliche Kreise des Untersuchungsgebiets wurden zunächst einem der drei Standorttypen zugeordnet; die Zuordnung erfolgte danach, welchem Standorttyp der von einem Kreis aus nächstgelegene Hochschulort zugerechnet worden war. Um den räumlichen Bezug des Zuordnungskriteriums zu verdeutlichen, wurden die Gruppen als "Zonen" bezeichnet. Jede der drei Gruppen zeichnet sich durch eine spezifische regionale Verteilung der "opportunities" aus, die bestimmte Veränderungen in der Fachrichtungsstruktur der in den Zonen beheimateten Studenten erwarten läßt²⁾. Die Testhypothesen sollen anhand der folgenden Abbildung erläutert werden.

Abb. 5:



1) Die geringe Zahl der Standorttypen erst die Analysemöglichkeiten hinsichtlich der Substitutionsprozesse etwas ein. Augsburg wurde nicht als eigener Standorttyp klassifiziert, weil ihm nur vier Kreise zuzuordnen gewesen wären.

2) Die regionale Verteilung der "opportunities" ist durch die Zonengliederung nicht vollständig charakterisiert. Erfasst werden jeweils nur die "intervening opportunities", die der nächstgelegene Hochschulort anbietet. Damit bleibt für die Kreise der Zone P offen, ob bei der Wahl eines ingenieurwissenschaftlichen Studiums eine Hochschule des Standorttyps U als "intervening opportunity" auftritt oder nicht. Die Untersuchungsergebnisse zeigen, daß auch dies noch einen Einfluß auf die Studienfachwahl hat. Vgl. S. 163ff.

Abbildung 5 verdeutlicht das Konzept der Zonenbildung anhand eines einfachen Standortnetzes, in dem jeder der drei Standorttypen nur einmal vertreten ist. Dadurch bilden die den einzelnen Standorttypen zugeordneten Raumpunkte jeweils ein zusammenhängendes Gebiet; dies trifft für die Kreise des Untersuchungsgebiets keineswegs zu¹⁾.

Die drei Zonen werden der Einfachheit halber mit der Signatur des jeweiligen Standorttyps gekennzeichnet.

Zone P: sie umfaßt alle Kreise, deren Distanz zu einem Hochschulort des Typs P geringer ist als die Entfernung zu einem Hochschulort des Typs U oder T. Für das Untersuchungsgebiet impliziert dies nicht - wie es das schematische Standortnetz in Abbildung 5 nahelegen könnte -, daß für diese Kreise auch die Distanz zu einem Hochschulort des Typs U geringer sein müßte als zu Typ T. Für die in dieser Zone beheimateten Studierenden ist das Studium des Volksschullehramts eine "intervening opportunity" gegenüber allen alternativen Studienmöglichkeiten.

Zone U: sie umfaßt alle Kreise, deren Distanz zu einem Hochschulort des Typs U geringer ist als die Distanz zu einem Hochschulort des Typs P oder T. Da an den Hochschulorten des Typs U auch Pädagogische Hochschulen vorhanden sind, haben für die in dieser Zone beheimateten Studierenden, die zum Studium der Ingenieurwissenschaften neigen, alle übrigen Studiengebiete den Charakter von "intervening opportunities".

Zone T: sie umfaßt alle Kreise, für die München der nächstgelegene Hochschulort ist. Infolge des kompletten Studienfachangebots in München sind für die in dieser Zone beheimateten Studierenden keine aus "intervening opportunities" resultierenden Einflüsse auf die Fachrichtungsstruktur vorhanden.

Innerhalb der einzelnen Zonen P, U und T wurden jeweils

¹⁾ Eine Ausnahme bilden die dem Standorttyp T zugeordneten Kreise, da dieser Standorttyp nur durch München repräsentiert wird.

wieder diejenigen Kreise zusammengefaßt, die zu den Pendelbereichen der Hochschulorte gehören¹⁾. Diese Teilräume wurden wie folgt gekennzeichnet:

PBSP = Pendelbereich von Standorttyp P,

PBSU = Pendelbereich von Standorttyp U,

PBST = Pendelbereich von Standorttyp T.

Die Bildung dieser Untergruppen erfolgte in Hinblick auf den Test der Hypothese, daß der Einfluß der "intervening opportunities" auf die Studienfachwahl mit zunehmender Entfernung zwischen Heimatwohnsitz und Standort der "intervening opportunities" abnimmt.

Die zweite Hypothese, daß der Einfluß der "intervening opportunities" auch von der Größe der Distanzdifferenz zwischen verschiedenen Studienfachangeboten abhängt, kann im Rahmen der zonalen Erfassung der "opportunities" nicht überprüft werden. Illustriert an Abbildung 5 bedeutet dies, daß etwa die Kreise K_1 und K_2 trotz erheblicher Unterschiede in den Distanzdifferenzen zu U und T als Kreise mit gleicher Lage innerhalb des Standortnetzes der Hochschulen behandelt werden.

Wirkt sich die regionale Verteilung der Studienfachangebote entsprechend dem Konzept der "intervening opportunities" auf die Studienfachwahl aus, so müßten sich folgende Hypothesen bestätigen:

- (1) In Zone P wird das Studium des Volksschullehramts häufiger gewählt als in den beiden anderen Zonen. Die übrigen Fächer werden entsprechend seltener frequentiert. Ob bestimmte Fächergruppen besonders stark verdrängt werden, ist a priori schwer zu beurteilen. Es mag plausibel erscheinen, daß Substitutionsprozesse besonders zuungunsten derjenigen Fachgebiete verlaufen, deren Absolventen überwiegend oder zumindest sehr häufig den Lehrerberuf ergreifen (also die Fächergruppen Geisteswissenschaften und Naturwissenschaften).

¹⁾ Zur Abgrenzung der Pendelbereiche vgl. S.63.

- (2) In Zone U werden ingenieurwissenschaftliche Studiengänge seltener gewählt als in Zone T. Spezifische Charakteristika des Substitutionsprozesses sind kaum zu prognostizieren. Unter dem Gesichtspunkt der fachlichen Nähe wäre am ehesten mit einem starken Anstieg der Studierenden naturwissenschaftlicher Fächer zu rechnen.
- (3) Da die Zahl der "intervening opportunities" für die in Zone P beheimateten Studierenden geringer ist als für die in Zone U beheimateten Studenten, werden in Zone P ingenieurwissenschaftliche Studiengänge zwar seltener als in Zone T, aber häufiger als in Zone U gewählt.
- (4) Aus der Hypothese, daß der Einfluß der "intervening opportunities" auf die Studienfachwahl mit zunehmender Entfernung zwischen Heimatwohnsitz und Standort der "intervening opportunities" abnimmt, folgt die Testhypothese, daß die in den Hypothesen (1) bis (3) prognostizierten Abweichungen in der Fachrichtungsstruktur der Zonen innerhalb der Pendelbereiche stärker ausgeprägt sind als außerhalb dieser Bereiche.

Bei der Gruppe der weiblichen Studierenden ist zu berücksichtigen, daß die technischen Studiengänge mit Ausnahme des Studienfachs Architektur von Studentinnen kaum belegt werden. Es war daher zunächst eine offene Frage, ob die Lösung von traditionellen Berufsrollen durch das Auftreten von "intervening opportunities" zusätzlich erschwert wird. Unter diesem Gesichtspunkt war für die Studentinnen mit signifikanten Unterschieden in der Fachrichtungsstruktur vor allem zwischen der Zone P einerseits und den Zonen U und T andererseits zu rechnen. Für die Studentinnen tritt also Hypothese (1) in den Vordergrund der Betrachtung.

Für das Studienfach Pharmazie konnte infolge der spezifischen räumlichen Struktur dieses Fachangebots die oben beschriebene Zoneneinteilung nicht übernommen werden. Die Gruppierung der Kreise erfolgte hier nach dem Kriterium, ob das Studienfachangebot Pharmazie sich in näherer, gleicher oder weiterer Entfernung als ein Universitätsstandort befindet. Somit wurden die folgenden drei Zonen gebildet:

- Zone A: sie enthält alle Kreise, für die die Entfernung zu einem Standort mit Studienfachangebot Pharmazie geringer ist als die Entfernung zu einem Universitätsstandort.
- Zone B: sie enthält alle Kreise, für die die Entfernung zu einem Standort mit dem Angebot Pharmazie gleich der Entfernung zu einem Universitätsstandort ist.
- Zone C: sie enthält alle Kreise, für die die Entfernung zu einem Standort mit dem Angebot Pharmazie größer ist als die Entfernung zu einem Universitätsstandort. Es sind dies konkret alle Kreise, für die Regensburg der nächstgelegene Universitätsstandort ist. Hier tritt also das gesamte Studienfachangebot der Universität als "intervening opportunity" auf.

Analog zur Zonenbildung für die großen Studienfachgebiete wurden auch hier wieder Untergruppen in den einzelnen Zonen gebildet, die jeweils die Kreise umfassen, die im Pendelbereich der Hochschulorte liegen. Diese Teilräume wurden mit den Signaturen PBSA, PBSB und PBSC gekennzeichnet.

Folgende Testhypothesen zur Häufigkeit der Wahl des Studienfachs Pharmazie wurden überprüft:

- (1) Die in Zone A beheimateten Studierenden wählen Pharmazie häufiger als die in Zone B beheimateten Studierenden; Die Studierenden aus Zone B wiederum studieren Pharmazie häufiger als die Studierenden, die in Zone C beheimatet sind.
- (2) In den Pendelbereichen der Zonen weicht die Häufigkeit der Wahl des Pharmaziestudiums stärker voneinander ab als außerhalb dieser Bereiche.

Substitutionsprozesse wurden nicht analysiert, da infolge der geringen Anteilswerte des Studienfachs Pharmazie mit statistisch signifikanten Rückwirkungen auf die Anteilswerte der einzelnen anderen Studienfächer nicht zu rechnen war.

b) Charakterisierung der räumlichen Verteilung der Studienfachangebote durch Distanzdifferenzvariablen

Basishypothese ist, daß die Anteilswerte einzelner Studienfächer eine Funktion der Distanzdifferenz zwischen alternativen Studienfachangeboten sind. Wie bei der Zonenbildung wird also auch bei diesem Konzept an Distanzunterschiede angeknüpft. Diese Distanzunterschiede werden hier jedoch kardinal gemessen. Daher kann in den Test der Hypothese, daß "intervening opportunities" die Studienfachwahl beeinflussen, gleichzeitig die weitergehende Hypothese einbezogen werden, daß der Einfluß der "intervening opportunities" mit wachsender Distanzdifferenz zu alternativen Studienmöglichkeiten zunimmt.

Bei der Konstruktion der Distanzdifferenzvariablen wurde wieder von der oben beschriebenen Klassifikation der Hochschulen nach drei typischen Studienfachangeboten ausgegangen. Distanzdifferenzen ergeben sich also zwischen jenen Fächergruppen, durch die sich die drei Standorttypen voneinander unterscheiden. Es ist allerdings zu beachten, daß die Distanzdifferenzen zwischen den alternativen Studienmöglichkeiten nicht den Entfernungsdifferenzen zu den Standorttypen entsprechen. Dies ergibt sich aus dem Umstand, daß Standorttyp T das Studienfachangebot von Standorttyp U und dieser wiederum das Studienfachangebot von Typ P impliziert.

Die Bildung der Distanzdifferenzvariablen sei anhand des folgenden Schemas verdeutlicht:

	Studienfachangebot		
	P	U	T
Standorttyp P	P		
Standorttyp U	P	U	
Standorttyp T	P	U	T

Standorttyp P bietet als Studienmöglichkeit lediglich das Studium zum Volksschullehramt (Studienfachangebot P) an.

Standorttyp U bietet gegenüber Standorttyp P zusätzlich den Fächerkanon der traditionellen Universitäten an; dieses zusätzliche Angebot wird als Studienfachangebot U bezeichnet. In München finden sich gegenüber Standorttyp U zusätzliche Studienmöglichkeiten durch das Angebot der ingenieurwissenschaftlichen Studiengänge; dieses zusätzliche Studienfachangebot wird als Studienfachangebot T bezeichnet.

Nach diesem Schema wurden für die Kreise des Untersuchungsgebiets drei Distanzdifferenzvariablen berechnet:

- (1) DDUP = Distanzdifferenz zwischen Studienfachangebot U und Studienfachangebot P. Diese Variable nimmt für die Kreise der Zonen U und T den Wert Null an; für die Kreise der Zone P hat sie positive Werte.
- (2) DDTP = Distanzdifferenz zwischen dem Studienfachangebot T und dem Studienfachangebot P. Diese Variable nimmt für alle Kreise der Zone T den Wert Null und für die Kreise von Zone P und U positive Werte an.
- (3) DDTU = Distanzdifferenz zwischen dem Studienfachangebot T und dem Studienfachangebot U. Der Wert der Variablen beträgt Null für alle Kreise von Zone T; positive Werte nimmt die Variable für die Kreise von Zone U und Zone P an.

Aus den Hypothesen über den Einfluß der "intervening opportunities" auf die Studienfachwahl lassen sich die folgenden Hypothesen über den Einfluß der Distanzdifferenzvariablen auf die Anteilswerte der Studierenden in den einzelnen Studienfächern bzw. Studiengebieten ableiten:

- (1) Mit steigendem Wert der Variablen DDUP nehmen die Anteilswerte der Studierenden des Volksschullehramts zu und sinken die Anteilswerte der Fächer des Studienfachangebots U.
- (2) Mit steigendem Wert der Variablen DDTP sinkt der Anteil der Studierenden ingenieurwissenschaftlicher Fächer und steigt der Anteil der Studierenden des Lehramts an Volksschulen.

- (3) Mit steigendem Wert der Variablen DDTU sinkt der Anteil der Studierenden ingenieurwissenschaftlicher Fächer und steigen die Anteilswerte der einzelnen Fächer des Studienfachangebots U.
- (4) Der Gradient der Distanzdifferenzvariablen DDTU wird steiler verlaufen als der Gradient von DDTP, da das Studienfachangebot U mehr "opportunities" repräsentiert als das Studienfachangebot P. Hierbei ist allerdings zu beachten, daß für eine Reihe von Probanden die Entfernung zu den nächstgelegenen Angeboten P und U identisch ist¹⁾. P repräsentiert also nur im Durchschnitt weniger "opportunities" als U.

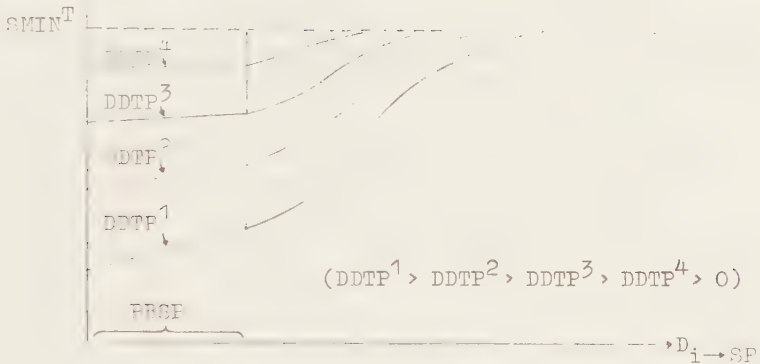
Der Test der Hypothese, daß der Einfluß der "intervening opportunities" auf die Studienfachwahl eine Funktion der Entfernung zwischen Heimatort der Studierenden und dem Standort der "intervening opportunities" ist, kann unmittelbar mit dem Test des Einflusses der Distanzdifferenzen verknüpft werden. Zu diesem Zweck wurden getrennte Schätzungen für Kreise innerhalb und außerhalb der Pendelbereiche der Hochschulorte durchgeführt.

Die zu erwartenden Unterschiede in den Schätzergebnissen werden anhand der beiden folgenden graphischen Darstellungen abgeleitet; zur Illustration wird der Zusammenhang zwischen SMIN (Anteil der männlichen Studierenden ingenieurwissenschaftlicher Fächer) und DDTP verwendet.

In Abbildung 6 wird zunächst dargestellt, wie sich für die Kreise der Zone P die Anteilswerte SMIN in Abhängigkeit von der Entfernung zwischen den Heimatorten i der Studierenden und den Standorten P ($D_{i \rightarrow SP}$) etwa entwickeln könnten, wenn der Einfluß der "intervening opportunity" P mit zunehmenden Werten von $D_{i \rightarrow SP}$ abnimmt. Es wird dabei angenommen, daß der Einfluß innerhalb der Pendelbereiche relativ langsam, außerhalb dieser Bereiche aber schnell an Wirksamkeit verliert, weil die außerhalb von PBSP beheimateten Studierenden auch bei der Wahl von Studienfachangebot P ihren Wohnsitz wech-

¹⁾ Es sind dies die Kreise der Zone U.

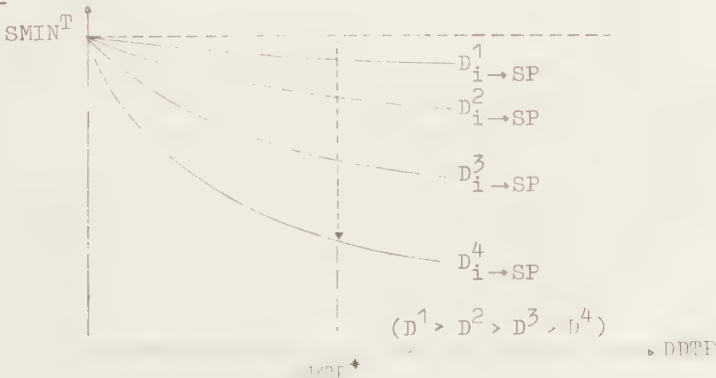
Abb. 6: SMIN



seln müssen. Für verschiedene Werte von $DDTP$ erhält man so eine Schar von Kurven, die um so höher liegen, je geringer $DDTP$ ist. Dies folgt unmittelbar aus der Hypothese, daß $SMIN$ mit wachsendem Wert der Variablen $DDTP$ abnimmt. Alle Kurven nähern sich mit zunehmenden Werten von $D_{i \rightarrow SP}$ dem Durchschnittswert von $SMIN$ in der Zone T ($DDTP = 0$), in der sich eine Fachrichtungsstruktur ohne den Einfluß von "intervening opportunities" einstellt.

ransformiert man diesen Zusammenhang zwischen $SMIN$ und $D_{i \rightarrow SP}$ in den Zusammenhang zwischen $SMIN$ und $DDTP$, so ergibt sich folgendes Bild:

Abb. 7: SMIN



Man erhält für verschiedene Werte von $D_{i \rightarrow SP}$ eine Schar von Kurven, die um so höher liegen, je größer $D_{i \rightarrow SP}$ ist. Der Einfluß der Entfernung zwischen Herkunftsort und Standort der "intervening opportunity" zeigt sich in diesem Schaubild, wenn man sich in vertikaler Richtung durch die Kurvenschar bewegt: für einen konstanten Wert von DDTP reagiert SMIN um so elastischer auf die "intervening opportunity" P, je geringer $D_{i \rightarrow SP}$ ist. Daraus folgt, daß die Schätzgleichungen für die Kreise innerhalb der Pendelbereiche (= Kreise mit geringen Distanzen zu den Standorten der "intervening opportunities") hypothesengemäß steiler verlaufende Distanzdifferenzgradienten aufweisen müßten als die Schätzgleichungen für die Kreise außerhalb der Pendelbereiche (= Kreise mit größeren Distanzen zu den Standorten der "intervening opportunities").

Es sei angemerkt, daß ein Test der diskutierten Hypothese auch in anderer Weise hätte erfolgen können. So wäre es möglich gewesen, für die Kreise der Zonen U und P Funktionen zu schätzen, in denen die Anteilswerte der Studierenden einzelner Fächergruppen als abhängig von der Entfernung zwischen Heimatwohnsitz und nächstgelegenem Standort des Typs U oder P betrachtet werden. Damit wäre aber eine simultane Kontrolle des Einflusses von Distanzdifferenzen auf die Studienfachwahl nicht möglich gewesen. Es kommt hinzu, daß infolge der sehr unregelmäßigen räumlichen Verteilung der Hochschulstandorte solche Distanzfunktionen sinnvollerweise nur für die einzelnen Hochschulorte getrennt zu ermitteln sind.

Alle Regressionsgleichungen wurden nur für lineare Spezifikationen der Funktionalzusammenhänge getestet, da sowohl die Distanzdifferenzvariablen wie die Anteilswerte der einzelnen Studienfächer häufig den Wert Null annehmen. Weder die Eliminierung der betreffenden Probanden aus dem zu verarbeitenden Datenmaterial noch das Einsetzen von Approximationswerten können als befriedigende Methoden betrachtet werden, um zu "richtigen" log-linearen Schätzgleichungen für die Gesamtheit der Probanden zu gelangen.

4.4. Zusätzliche Testvariablen

Bei der Berechnung der Schätzgleichungen für den Einfluß der Distanzdifferenzvariablen wurden noch einige andere Variablen zusätzlich getestet, die den Einfluß wirtschafts- und sozialräumlicher Faktoren auf die Fachrichtungsstruktur der Studienplatznachfrage abbilden sollten. Diese Determinanten der Studienfachwahl wurden deshalb in die Tests einbezogen, um zu prüfen, ob statistisch signifikante Einflüsse der Distanzdifferenzvariablen möglicherweise auch darauf zurückzuführen sind, daß zwischen den im folgenden beschriebenen Variablen und der räumlichen Lage der Kreise innerhalb des Standortnetzes enge Korrelationen bestehen.

Für die Fächergruppe IN wurden folgende Hypothesen getestet:

- (1) Eine starke industrielle Prägung der Wirtschaftsstruktur fördert die Neigung der Studierenden zu ingenieurwissenschaftlichen Studiengängen. Dieser Einflußfaktor wurde über die Dummyvariable INDB operationalisiert, die für alle Kreise mit einem Industriebesatz von mehr als 200 Industriebeschäftigten je 1.000 Einwohner den Wert 1 und für die übrigen Kreise den Wert 0 annimmt¹⁾.
- (2) Die Zugehörigkeit zur katholischen Religionsgemeinschaft mindert die Neigung, Natur- oder Ingenieurwissenschaften zu studieren. Diese Hypothese wurde über die Variable KATH getestet, die als Wert den Anteil der katholischen Wohnbevölkerung an der gesamten Wohnbevölkerung angibt.

Bei den Berechnungen für das Studium des Volksschullehramts wurde der Tatsache Rechnung getragen, daß Studierende aus Akademikerfamilien unterdurchschnittlich und Studierende aus Arbeiter- und Landwirtefamilien überdurchschnittlich häufig dieses Studienfach belegen. Als erklärende Variablen wurden MBAK (Anteil der Akademiker an der männlichen Wohnbevölkerung) und ARLA (Anteil der Arbeiter und Landwirte an den männlichen Erwerbstätigen) verwendet.

¹⁾Einen sehr hohen Industriebesatz weisen neben Ingolstadt und Weiden (Oberpfalz) einige oberfränkische Kreise auf.

5. Die Untersuchungsergebnisse

Die Untersuchungsergebnisse werden zunächst jeweils in sich geschlossen für die Ingenieurwissenschaften, das Studium des Volksschullehramts, die Fächer des Studienfachangebots U und das Studienfach Pharmazie dargelegt. Die Darstellung der Ergebnisse für das Volksschullehramt wird durch einen Hinweis auf den Zusammenhang zwischen der räumlichen Verteilung des Studienfachangebots und der Feminisierung des Volksschullehrerberufs ergänzt. Im Anschluß an die Untersuchungsergebnisse zu den einzelnen Studiengebieten wird gezeigt, daß der Einfluß der "intervening opportunities" nicht schichtspezifisch beschränkt ist. Abschließend werden die Resultate zusammengefaßt.

5.1. Ingenieurwissenschaften

a) Ergebnisse der Zonenanalyse

Die Untersuchungen zur regionalen Verteilung der Anteilswerte der Studierenden ingenieurwissenschaftlicher Studiengänge haben ergeben, daß die Häufigkeit der Wahl dieses Studiums in ganz erheblichem Ausmaß von der räumlichen Struktur des Studienfachangebots beeinflußt wird. Die Ergebnisse sind in der folgenden Tabelle zusammengefaßt; um die Schwankungsbreite der Anteilswerte zu verdeutlichen, werden zusätzlich zu den Prozentzahlen auch die Indexziffern auf der Basis der Durchschnittswerte des Untersuchungsgebiets angegeben.

Die Resultate bestätigen in ihren wesentlichen Zügen alle Hypothesen, die zur Wirkung von "intervening opportunities" auf die Studienfachwahl formuliert worden sind:

- In den Zonen U und P wird im Vergleich zu Zone T seltener ein ingenieurwissenschaftliches Studium ergriffen, da die Wahl dieses Studiums mit dem "Übergehen" intervenierender Studienmöglichkeiten verbunden ist.

Tab. 7: Anteile der Studierenden der Ingenieurwissenschaften an den Studierenden insgesamt nach Zonen - WS 71/72 -

Zone	Männliche Studierende		Weibliche Studierende	
	A ¹⁾	S ²⁾	A	S
	(in %)			
Untersuchungsgebiet	15,76	12,96	2,14	1,13
Zone T	18,98	15,08	3,03	1,50
davon: PBST	19,87	15,25	3,29	1,64
außerh. PB	16,77	14,48	2,24	0,91
Zone U	11,13	8,28	0,71	0,44
davon: PBSU	8,54	7,85	0,49	0,45
außerh. PB	17,54	9,73	1,32	0,39
Zone P	13,52	11,44	1,33	0,70
davon: PBSP	12,93	10,90	1,02	0,37
außerh. PB	13,85	11,73	1,48	0,88
	Untersuchungsgebiet = 100			
Zone T	120	116	142	133
davon: PBST	124	118	154	145
außerh. PB	106	112	105	81
Zone U	71	64	33	39
davon: PBSU	54	61	23	40
außerh. PB	111	81	62	35
Zone P	86	88	62	62
davon: PBSP	82	84	48	33
außerh. PB	88	91	69	78

1) A = Studienanfänger

2) S = Studierende

- In Zone P ist der Anteil der Studierenden dieser Fächergruppe größer als in Zone U, da der Standorttyp U eine größere Anzahl von "intervening opportunities" repräsentiert als Standorttyp P.
- Der Einfluß von "intervening opportunities" ist in den Pendeleinzugsbereichen der Standorttypen U und P besonders stark ausgeprägt, da mit der Wahl näher gelegener Studienfachangebote der Vorteil verbunden ist, den Wohnsitz nicht wechseln zu müssen. Außerhalb der Einzugsbereiche nimmt der Einfluß der "intervening opportunities" ab. Dennoch schwin-

det die Wirkung keineswegs vollständig: die Anteilswerte liegen immer noch deutlich unter denen in Zone T.

Überraschend ist, daß auch die Anteilswerte für die Studentinnen recht genau den Hypothesen folgen. Offensichtlich fördert die räumliche Nähe des ingenieurwissenschaftlichen Studienfachangebots bei Studentinnen die Neigung, auch Studiengänge in Betracht zu ziehen, die nicht zu Tätigkeiten im Rahmen der angestammten Berufsfelder führen¹⁾.

In wenigen Einzelfällen ergeben sich freilich auch Unterschiede in den Anteilswerten, die nicht durch das Standortgefüge zu erklären sind. So ist etwa das Absinken der Anteilswerte in den außerhalb von PBST gelegenen Kreisen der Zone T durch die räumliche Struktur des Hochschulnetzes nicht erklärbar; freilich liegen aber auch hier die Werte noch signifikant über denen der Zonen U und P.

Die Unterschiede in den Anteilswerten der einzelnen Zonen und ihrer Teilgebiete sind jeweils auf ihre statistische Signifikanz hin untersucht worden. Bei den männlichen Studierenden sind die meisten den Hypothesen entsprechenden Anteilsunterschiede statistisch signifikant; so liegen etwa die Irrtumswahrscheinlichkeiten bei Annahme der Hypothese, daß die Anteilsunterschiede nicht zufallsbedingt sind, für die Unterschiede zwischen den Pendelbereichen jeweils unter 0,1%. Bei den weiblichen Studierenden fallen die Ergebnisse der Signifikanztests infolge der (absolut) geringen Differenzen zwischen den Anteilswerten schwächer aus.

Bei der Untersuchung dieser Studienfachgruppe wurde auch nochmals die Frage aufgenommen, ob sich das schmale Studienfachangebot der Technischen Fakultät der Universität Erlangen-Nürnberg in entsprechend höheren Anteilswerten der Studierenden ingenieurwissenschaftlicher Fächer niederschlägt. Die Berechnung der Werte für den Teil des Pendelbereichs von Erlangen, der in das Untersuchungsgebiet fällt, zeigt, daß dies in geringem Umfang tatsächlich der Fall ist: für die

¹⁾ Die höheren Anteilswerte in Zone T beziehen sich im übrigen keineswegs allein auf das Studienfach Architektur, sondern auch auf die anderen Studiengänge dieser Fächergruppe.

männlichen Studienanfänger ergibt sich ein Anteilswert von 9,38% (gegenüber von 8,14% für Regensburg, dem zweiten Standort vom Typ U), für die weiblichen Studienanfänger ein Anteilswert von 0,81% (gegenüber 0,35% für Regensburg). Damit bleibt selbst im nahen Einzugsbereich von Erlangen, soweit er sich in den Untersuchungsraum hinein erstreckt, die Häufigkeit der Wahl ingenieurwissenschaftlicher Studiengänge weit unter der entsprechenden Häufigkeit in Zone T.

b) Ergebnisse zum Einfluß der Distanzdifferenzvariablen

Auch die Ergebnisse der Regressionsanalysen entsprechen weitgehend den Hypothesen über den Einfluß der "intervening opportunities" auf die Studienfachwahl. So ergaben sich etwa für die männlichen Studienanfänger¹⁾ folgende Schätzgleichungen:

$$\begin{array}{lcl} (1) \text{ AMIN} = & 17.6298 - 0.0372 \text{ DDTP} & \\ & (1.1998) \quad (0.0094) & \\ & 0.0 \quad 0.0001 & r^2 = 0.1267 \end{array}$$

$$\begin{array}{lcl} (2) \text{ AMIN} = & 17.9182 - 0.0487 \text{ DDTU} & \\ & (1.2091) \quad (0.0117) & \\ & 0.0 \quad 0.0001 & r^2 = 0.1404 \end{array}$$

Der Vergleich der beiden Schätzgleichungen bestätigt über den signifikanten Einfluß der Distanzdifferenzvariablen hinaus auch die Richtigkeit der Hypothese, daß die Absorption durch näher gelegene Studienmöglichkeiten durch die Breite des intervenierenden Studienfachangebots bestimmt wird; für gleiche Werte der Distanzdifferenzvariablen ergibt sich in der Gleichung mit der Variablen DDTU ein stärkeres Absinken der abhängigen Variablen AMIN als in der Gleichung mit der erklärenden Variablen DDTP.

Es ist schon darauf hingewiesen worden, daß die Variable DDTP lediglich die Distanzdifferenz zwischen dem Standort

¹⁾ Die Ergebnisse für die Studierenden stimmen qualitativ in allen Punkten mit den Resultaten für die Studienanfänger überein. Daher wird auf die Wiedergabe dieser Schätzgleichungen verzichtet. Gemessen an der erklärten Varianz schneiden die Schätzgleichungen für die Studierenden erwartungsgemäß sogar deutlich besser ab.

München und dem nächstgelegenen Studienfachangebot P mißt; dabei bleibt unberücksichtigt, ob am Standort des nächstgelegenen Angebots P auch das Studienfachangebot U vertreten ist oder nicht. Die Variable DDTP repräsentiert also nur im Durchschnitt aller Probanden eine geringere Anzahl von "intervening opportunities" gegenüber DDTU. Dementsprechend tendiert Schätzgleichung (1) deutlich zur Überschätzung der Anteilswerte jener Kreise, für die die beiden Distanzdifferenzvariablen identische Werte aufweisen und positiv sind¹⁾. Von 36 Probanden werden 25 überschätzt; der durchschnittliche Erwartungswert für diese Gruppe von Kreisen beträgt 14,75% gegenüber einem durchschnittlichen Beobachtungswert von 11,66%. Umgekehrt neigt Schätzgleichung (2) zur Überschätzung der Anteilswerte solcher Kreise, für die das mit der Variablen DDTU nicht berücksichtigte Studienfachangebot P näher als Studienfachangebot U gelegen ist. Die Residuenstrukturen der beiden Schätzgleichungen zeigen also jeweils den systematischen Einfluß derjenigen Studienfachangebote, die in den Distanzdifferenzvariablen nicht erfaßt sind²⁾.

Die Regressionsergebnisse bestätigen ebenfalls den mit zunehmender Entfernung zu den Standorten der "intervening opportunities" sinkenden Einfluß intervenierender Studienmöglichkeiten auf die Studienfachwahl. Im einzelnen ergaben sich - wiederum für die männlichen Studienanfänger - folgende Resultate:

$$(3) \quad \begin{array}{rcl} \text{AMIN} & = & 18.3316 - 0.0474 \text{ DDTP} \\ & (1.7954) & (0.0140) \\ & 0.0 & 0.0014 \end{array} \quad r^2 = 0.1961$$

für die Kreise innerhalb der Pendelbereiche der Hochschulstandorte, an denen das Studienfachangebot P vertreten ist (also alle Standorte),

1) Für die Probanden mit DDTP = DDTU = 0 stellt sich dieses Problem nicht, da für sie auch der Wert von DDUP gleich 0 ist.

2) Der Testansatz könnte daher gewiß noch verbessert werden; hier ging es jedoch nur darum, aufzuzeigen, in welcher Weise die von der räumlichen Verteilung der Studienfachangebote auf die Studienfachwahl ausgehenden Effekte strukturiert sind. Im übrigen haben die Distanzdifferenzvariablen einen nur schwer behebbaren Spezifikationsmangel, auf den noch eingegangen wird. Vgl. S. 172ff.

$$(4) \quad \begin{array}{rcl} \text{AMIN} & = & 17.1255 - 0.0291 \text{ DDTP} \\ & & (1.6263) \quad (0.0129) \\ & & 0.0 \quad 0.0275 \end{array} \quad r^2 = 0.0810$$

für die Kreise außerhalb der Pendelbereiche aller Hochschulorte,

$$(5) \quad \begin{array}{rcl} \text{AMIN} & = & 17.9187 - 0.0656 \text{ DDTU} \\ & & (1.7041) \quad (0.0179) \\ & & 0.0 \quad 0.0009 \end{array} \quad r^2 = 0.2891$$

für die Kreise innerhalb der Pendelbereiche der Hochschulstandorte, an denen das Studienfachangebot U vertreten ist (also der Standorttypen U und T), sowie

$$(6) \quad \begin{array}{rcl} \text{AMIN} & = & 17.8946 - 0.0423 \text{ DDTU} \\ & & (.6307) \quad (0.0152) \\ & & 0.0 \quad 0.0067 \end{array} \quad r^2 = 0.0976$$

für die Kreise außerhalb der Pendelbereiche der genannten Hochschulstandorte.

Der Vergleich zwischen den Gleichungen (3) und (4) sowie zwischen den Gleichungen (5) und (6) zeigt, daß die Gradienten der Distanzdifferenzvariablen für Kreise innerhalb der Pendelbereiche steiler verlaufen als für die Kreise außerhalb der Einzugsbereiche. Dennoch sind Einflüsse der Distanzdifferenzen auch bei größerer Entfernung zu den Standorten der "intervening opportunities" noch wirksam. Daneben bestätigt der Vergleich der Regressionskoeffizienten der Gleichungen (3) und (5) sowie der Gleichungen (4) und (6) nochmals, daß das breitere Studienfachangebot U mehr potentielle Studierende ingenieurwissenschaftlicher Studiengänge absorbiert als das Studienfachangebot P.

c) Der Einfluß der Variablen KATH und INDB

Für die Variable KATH ist festzuhalten, daß beide Distanzdifferenzvariablen stark negativ mit dem Anteil der katholischen Bevölkerung korreliert sind; so beträgt der Korrelationskoeffizient zwischen DDTP und KATH - 0.6627. Bestünde

daher bei den katholischen Studierenden tatsächlich eine geringere Neigung zur Wahl technisch-naturwissenschaftlicher Studiengänge, so würde dies in den Einfachregressionen zwischen AMIN bzw. SMIN und den Distanzdifferenzvariablen zu einer Unterschätzung des negativen Einflusses intervenierender Studienfachangebote führen. Ausgeschlossen ist damit in jedem Fall, daß der negative Einfluß der Distanzdifferenzvariablen über die regional unterschiedliche konfessionelle Zusammensetzung der Bevölkerung vermittelt ist.

In ähnlicher Weise verhält es sich mit dem Zusammenhang zwischen den Distanzdifferenzvariablen und der Industriebesatzvariablen. So ergibt sich z.B. für die männlichen Studierenden der Ingenieurwissenschaften bei Einbeziehung der Dummyvariablen INDB folgende Schätzgleichung:

$$\begin{aligned}
 (7) \quad \text{SMIN} &= 13.3709 - 0.0342 \text{ DDTU} + 4.9182 \text{ INDB} \\
 &\quad (0.4964) \quad (0.0052) \quad (1.0739) \\
 &\quad 0.0 \quad 0.0 \quad 0.0000 \quad r^2 = 0.3128 \\
 &= 13.2925 - 0.0250 \text{ DDTU} \\
 &\quad (0.5407) \quad (0.0052) \\
 &\quad 0.0 \quad 0.0 \quad r^2 = 0.1768
 \end{aligned}$$

Der Korrelationskoeffizient zwischen DDTU und INDB beträgt + 0.3871. Auch hier verläuft die Korrelation zwischen den beiden erklärenden Variablen in der Richtung, daß der der räumlichen Verteilung der Studienfachangebote zugeschriebene negative Einfluß auf SMIN nicht auf die Wirkung von INDB zurückgeführt werden kann, sondern in der Einfachregression in der Tendenz unterschätzt wird. Im übrigen ist der Einfluß einer industriell geprägten Wirtschaftsstruktur auf die Häufigkeit der Wahl technischer Studiengänge hoch signifikant; die erklärte Varianz liegt in der Zweifachregression erheblich höher als in der Einfachregression.

5.2. Lehramt an Volksschulen

a) Ergebnisse der Zonenanalyse

Auch die zonale Aufschlüsselung der Anteilswerte des Studiums des Volksschullehramts läßt den Einfluß der regionalen Ver-

teilung der Studienfachangebote auf die Häufigkeit der Wahl dieses Studienfachs deutlich hervortreten. Präzise folgt die Verteilung der Anteilswerte den Hypothesen über die Wirkungsweise der "intervening opportunities" hier allerdings nur innerhalb der Pendelbereiche der Hochschulorte; außerhalb dieser Bereiche ergeben sich teilweise Häufigkeitswerte, die vermuten lassen, daß mit sinkenden Lagevorteilen alternativer Studienmöglichkeiten sozialstrukturelle Faktoren für die Bestimmung der Fachrichtungsstruktur der Studierenden an Bedeutung gewinnen. Die Ergebnisse enthält die folgende Tabelle.

Tab. 8: Anteile der Studierenden des Lehramts an Volksschulen an den Studierenden insgesamt nach Zonen - WS 71/72 -

Zone	Männliche Studierende		Weibliche Studierende	
	A	S	A	S
	(in %)			
Untersuchungsgebiet	11,30	8,57	33,69	26,40
Zone T	6,43	4,85	29,11	20,73
davon: PBST	4,61	3,78	26,37	18,69
außerh. PB	10,97	8,68	37,54	29,09
Zone U	16,50	14,02	40,36	35,56
davon: PBSU	17,35	13,41	34,07	32,56
außerh. PB	14,39	16,11	57,24	44,57
Zone P	16,19	13,84	38,54	34,65
davon: PBSP	20,73	16,95	46,43	38,09
außerh. PB	13,72	11,73	34,73	32,77
Untersuchungsgebiet = 100				
Zone T	57	57	86	79
davon: PBST	41	44	78	71
außerh. PB	97	101	111	110
Zone U	146	164	120	135
davon: PBSU	154	157	101	123
außerh. PB	127	188	170	169
Zone P	143	162	114	131
davon: PBSP	184	188	138	144
außerh. PB	121	137	103	124

Vergleicht man zunächst die Anteilswerte für die Zonen T, U und P, so zeigt sich erwartungsgemäß, daß in Zone T die Anteilswerte der Studierenden des Volksschullehramts niedriger liegen als in den Zonen U und P. Nicht den Hypothesen entsprechend ist dagegen das Verhältnis der Anteilswerte zwischen den Zonen U und P: Zone U verzeichnet - allerdings statistisch nicht signifikant - höhere Anteilswerte als Zone P. Betrachtet man die beiden Zonen getrennt nach Kreisen innerhalb und außerhalb der Pendelbereiche, so ergibt sich, daß das unerwartete Verhältnis der Häufigkeiten zwischen den Zonen U und P lediglich durch die Abweichungen für die Kreise außerhalb der Pendelbereiche zustande kommt. Innerhalb der Pendelbereiche der Standorte ergeben sich hypothesengemäß deutlich höhere Häufigkeiten als in PBSU; im Durchschnitt liegen die Anteilswerte in PBSP um 30% über den Anteilswerten von PBSU.

Bei den weiblichen Studierenden zeigen sich gewisse Unstimmigkeiten hinsichtlich des Ausmaßes der Anteilsunterschiede zwischen Zone T und U. Das regionale Studienfachangebot der beiden Zonen unterscheidet sich im wesentlichen nur dadurch, daß am Standort T zusätzlich die ingenieurwissenschaftlichen Studiengänge (einschl. Architektur) angeboten werden. Dies schlägt sich - wie aus Tabelle 7 zu ersehen - zwar auch in entsprechenden Anteilsunterschieden für diese Studienfächer nieder, kompensiert aber nur zu einem geringen Teil die Differenz zwischen den Anteilswerten für das Studienfach des Volksschullehramts.

Damit ergeben sich in Zone U sowohl für die männlichen Studierenden (hier nur außerhalb der Pendelbereiche der Standorte U) wie für die weiblichen Studierenden weit höhere Häufigkeiten der Wahl des Volksschullehrerberufs, als sie von der regionalen Verteilung des Studienfachangebots her zu erwarten wären. Dies mag sich vor allem dadurch erklären, daß Zone U mit Ausnahme von vier oberfränkischen Kreisen, die auf den Standort Erlangen hin orientiert sind, nur aus Kreisen Niederbayerns und der Oberpfalz besteht und fast den gesamten Bayerischen Wald einschließt. In diesen hinter der

allgemeinen sozialen und ökonomischen Entwicklung weit zurückgebliebenen Räumen kommt zum einen wahrscheinlich dem Beruf des Volksschullehrers immer noch die Rolle eines typischen Aufstiegsberufs zu¹⁾, so daß hier auch männliche Studierende noch vergleichsweise häufiger dieses Studienfach wählen; zum anderen ist damit zu rechnen, daß auch die weiblichen Studierenden noch stärker an traditionellen Vorstellungen über die für Frauen in Betracht kommenden Berufe orientiert sind und deshalb ebenfalls vergleichsweise mehr zum Lehrerberuf neigen. Der gleiche Umstand mag im übrigen auch für die Differenzen in den beiden Teilräumen der Zone T eine Rolle spielen.

Wie die Verteilung der Anteilswerte zwischen den Variablen der Zonen P und T so folgt auch die Verteilung der Werte innerhalb der Zone P wiederum sehr exakt den Hypothesen über den Einfluß der "intervening opportunities". Außerhalb der Pendelbereiche der Standorte des Typs P nimmt bei Studenten und Studentinnen die Häufigkeit der Wahl des Volksschullehrerberufs ab, da der entscheidende Lagevorteil, den Wohnsitz nicht wechseln zu müssen, verloren geht.

Die zonalen Schwankungen der Anteilswerte dieses Studienfachs sind noch ausgeprägter als bei den Ingenieurwissenschaften. So ist bei den männlichen Studienanfängern der Anteil in Zone PBSP etwa 4 1/2 mal so groß wie in Zone PBST. Bei einem Vergleich der Schwankungen muß allerdings beachtet werden, daß das Studienfachangebot P innerhalb des betrachteten Standortnetzes als "intervening opportunity" ohne örtliche Studienalternativen auftritt. Dies ist beim Studienfachangebot T nicht der Fall. Zur Beurteilung der Frage, ob die Ausbildungsnachfrage nach P und T möglicherweise unterschiedlich elastisch auf die regionale Verteilung der Studienfachangebote reagiert, müßte als Vergleichsmaßstab ein Standort herangezogen werden, an dem nur das Studienfachangebot T vertreten ist. Ein solcher Standort ist weder innerhalb noch außerhalb des Untersuchungsgebiets vertreten.

Die statistischen Signifikanztests für die Unterschiede in

¹⁾Vgl. H.P. Widmaier, M. Jermann, F. Reichhold: a.a.O., S.251ff.

den Anteilswerten ergaben für die Abweichungen, die den Hypothesen entsprechen, fast ausnahmslos Irrtumswahrscheinlichkeiten von unter 0,1%. Wie schon erwähnt, sind dagegen die den Hypothesen widersprechenden Anteilsunterschiede statistisch nicht signifikant; hier schwanken die Irrtumswahrscheinlichkeiten zwischen 21 und 43%.

b) Ergebnisse der Regressionsanalyse

Die Regressionsanalysen zum Einfluß der Distanzdifferenzvariablen auf die Anteilswerte der Studierenden des Lehramts an Volksschulen fallen nicht ganz so eindeutig aus wie die entsprechenden Ergebnisse für die Anteilswerte der ingenieurwissenschaftlichen Studienfächer. Dies war nicht anders zu erwarten, da sich schon bei dem statistisch vergleichsweise unsensibleren Verfahren der Zonenbildung vor allem für die weiblichen Studierenden regionale Verteilungen der Anteilswerte zeigten, die nicht in allen Fällen den Hypothesen entsprachen.

Da die Interkorrelation zwischen den Distanzdifferenzvariablen und den Variablen MBAK bzw. ARLA überwiegend in einer Richtung verläuft, die in den Einfachregressionen die statistische Bestätigung des Einflusses der Distanzdifferenzvariablen begünstigt, werden zunächst einige Ergebnisse für die multiplen Ansätze wiedergegeben. Für die männlichen Studienanfänger wurden folgende Schätzgleichungen ermittelt:

$$\begin{aligned}
 (8) \quad \text{AMVL} &= 17.5432 - 1.4488 \text{ MBAK} + 0.0294 \text{ DDTP} \\
 &\quad (2.0885) \quad (0.4289) \quad (0.0095) \\
 &\quad 0.0 \quad 0.0010 \quad 0.0026 \quad r^2 = 0.2154 \\
 &= 21.5812 - 1.8216 \text{ MBAK} \\
 &\quad (1.6908) \quad (0.4276) \\
 &\quad 0.0 \quad 0.0000 \quad r^2 = 0.1450
 \end{aligned}$$

Multiple Korrelation zwischen MBAK und DDTP = - 0.2828

$$\begin{aligned}
 (9) \quad \text{AMVL} &= -0.1836 + 0.2350 \text{ ARLA} + 0.0659 \text{ DDUP} \\
 &\quad (4.1533) \quad (0.0659) \quad (0.0310) \\
 &\quad 0.9648 \quad 0.0005 \quad 0.0356 \quad r^2 = 0.1379 \\
 &= 1.0930 + 0.2322 \text{ ARLA} \\
 &\quad (4.1771) \quad (0.0670) \\
 &\quad 0.7941 \quad 0.0008 \quad r^2 = 0.1010
 \end{aligned}$$

Multiple Korrelation zwischen ARLA und DDUP = - 0.0204

$$\begin{aligned}
 (10) \quad \text{AMVL} &= -0.1224 + 0.1947 \text{ ARLA} + 0.0455 \text{ DDTU} \\
 &\quad (3.9311) \quad (0.0635) \quad (0.0115) \\
 &\quad 0.9752 \quad 0.0028 \quad 0.0001 \quad r^2 = 0.2161 \\
 &= 11.3663 + 0.0507 \text{ DDTU} \\
 &\quad (1.2268) \quad (0.0118) \\
 &\quad 0.0 \quad 0.0000 \quad r^2 = 0.1467
 \end{aligned}$$

Multiple Korrelation zwischen ARLA und DDTU = + 0.1497

In allen drei Schätzgleichungen ergibt sich sowohl für die Sozialstrukturvariablen wie auch für die Distanzdifferenzvariablen ein statistisch gut gesicherter und den Hypothesen entsprechender Einfluß. Wenngleich infolge der relativ hohen multiplen Korrelation in Gleichung (8) eine eindeutige Zuordnung des Gesamteinflusses auf AMVL zu den beiden erklärenden Variablen nicht möglich ist, kann doch festgehalten werden, daß auch der Größenunterschied der Regressionskoeffizienten von DDTU und DDUP erwartungsgemäß ausfällt. Positiven Distanzdifferenzen zwischen den Studienfachangeboten U und P entsprechen ausnahmslos mindestens ebenso große Differenzen auch zwischen den Angeboten T und P, während positive Distanzunterschiede zwischen den Studienfachangeboten T und P häufig mit einem geringen oder keinem Entfernungsunterschied zwischen den Angeboten U und P verbunden sind. Daher ist bei identischen Variationen der beiden Distanzdifferenzvariablen und vergleichbarer Sozialstruktur für DDUP mit einem stärkeren Anstieg von AMVL zu rechnen.

Im übrigen gilt für die drei Schätzgleichungen (8) bis (10) gleichermaßen, daß der Einfluß der räumlichen Lage des jeweils nicht berücksichtigten dritten Studienfachangebots sich deutlich in den Residuenstrukturen niederschlägt.

Für die weiblichen Studierenden ergab sich - sieht man von den Schätzergebnissen bei Verwendung der Variablen DDTU ab¹⁾ - nur eine Gleichung, die für die Distanzvariable Irrtumswahrscheinlichkeiten in der Nähe eines noch akzeptabel erscheinenden Signifikanzniveaus aufwies:

$$\begin{aligned}
 (11) \text{ SWVL} &= 19.09696 + 0.2338 \text{ ARLA} + 0.0497 \text{ DDUP} \\
 &\quad (4.4321) \quad (0.0703) \quad (0.0330) \\
 &\quad 0.0000 \quad 0.0012 \quad 0.1353 \quad r^2 = 0.1102 \\
 &= 20.0324 + 0.2316 \text{ ARLA} \\
 &\quad (4.4115) \quad (0.0707) \\
 &\quad 0.0000 \quad 0.0014 \quad r^2 = 0.0912
 \end{aligned}$$

Multiple Korrelation zwischen ARLA und DDUP = - 0.0204

Die Distanzdifferenzvariable trägt nur wenig zur Erklärung der Varianz von SWVL bei. Darin schlägt sich nieder, was auch anhand der im Vergleich zu den männlichen Studierenden geringeren Schwankungen von SWVL zwischen den Pendelbereichen der Standorttypen deutlich wird²⁾: die Berufsperspektive ist bei den Mädchen durch das Geschlecht wesentlich stärker vorgeprägt als bei den Jungen; entsprechend fallen auch die Reaktionen auf regional variierende Studienfachangebote geringer aus.

Ein statistisch signifikanter Nachweis der Hypothese, daß Distanzdifferenzen zwischen konkurrierenden Studiengebieten außerhalb der Pendelbereiche an Bedeutung für die Studienfachwahl verlieren, ergibt sich auch bei Betrachtung des Volksschullehramts. Für die männlichen Studienanfänger wurden folgende Schätzgleichungen berechnet:

$$\begin{aligned}
 (12) \text{ AMVL} &= 10.8826 + 0.0512 \text{ DDTU} \\
 &\quad (1.8431) \quad (0.0144) \\
 &\quad 0.0 \quad 0.0009 \quad r^2 = 0.2126
 \end{aligned}$$

für die Kreise innerhalb der Einzugsbereiche der Hochschulstandorte mit Studienfachangebot P (also alle Standorte),

¹⁾ Die Ergebnisse für die Variable DDTU sind durchweg sehr gut, können aber - wie schon angedeutet - nur schwerlich mit der regionalen Verteilung der Studienfachangebote in Verbindung gebracht werden.

²⁾ Die Indexwerte schwanken bei den weiblichen Studienfängern zwischen 71 und 144, bei den männlichen Studienanfängern dagegen zwischen 44 und 188.

$$(13) \quad AMVL = \begin{matrix} 12.2590 \\ (1.6315) \\ 0.0 \end{matrix} + \begin{matrix} 0.0285 \text{ DDTP} \\ (0.0129) \\ 0.0315 \end{matrix} \quad r^2 = 0.0772$$

für die Kreise außerhalb der Pendelbereiche aller Hochschulstandorte.

Der Gradient der Entfernungsvariablen in Gleichung (12) verläuft erwartungsgemäß steiler als der Gradient von Gleichung (13). Eine Veränderung des Werts der Distanzdifferenzvariablen von 0 auf 100 km zieht in Gleichung (12) eine Erhöhung von AMVL um 47,0%, in Gleichung (13) dagegen nur um 15,1% nach sich.

c) Regionale Fachrichtungsstruktur und soziale Zusammensetzung der Bevölkerung

Die Tatsache, daß die Variable MBAK und die Distanzdifferenzvariablen negativ miteinander korreliert sind, warf die Frage auf, in welchem Ausmaß die regionalen Unterschiede der Anteilswerte für das Studienfach des Volksschullehramts tatsächlich auf den Einfluß variierender regionaler Angebote zurückzuführen sind. Es wäre denkbar gewesen, daß sich ein erheblicher Teil der Differenzen in den Häufigkeitswerten durch entsprechende Unterschiede in der Sozialstruktur der Bevölkerung erklärt.

Für eine detaillierte Untersuchung dieser Frage steht allerdings weder das sozialstatistische noch das bildungsstatistische Datenmaterial in der hierzu erforderlichen räumlichen Disaggregation zur Verfügung. Um wenigstens grobe Anhaltspunkte für den Einfluß unterschiedlicher Sozialstrukturen auf die Anteilswerte der Studierenden des Volksschullehramts zu gewinnen, wurde dennoch eine einfache Modellrechnung durchgeführt, die freilich mit etlichen Unsicherheiten behaftet ist.

Ziel dieser Modellrechnung war es, Anteilswerte für das Studienfach des Volksschullehramts unter der Annahme zu simulieren, daß die Studienfachwahl ausschließlich durch die

soziale Herkunft der Studierenden determiniert wird. Das Rechenverfahren wurde exemplarisch auf die männlichen Studienanfänger in den Zonen PBST und PBSP angewendet und ging in den folgenden Rechenschritten vor sich:

1. Zunächst wurde die Struktur der männlichen Erwerbstätigen nach der Stellung im Beruf und nach Ausbildung für die beiden Zonen errechnet. Dabei wurden vier Gruppen gebildet: Akademiker, Arbeiter, Landwirte, übrige Nichtakademiker. Diese Klassifikation berücksichtigt unterschiedliche Häufigkeiten der Wahl des Volksschullehrerberufs¹⁾ insoweit, als es die kreisweise verfügbaren sozial- und bevölkerungsstatistischen Materialien zulassen. Allerdings konnten die Zahlen für die Gruppe der Akademiker und damit auch für die Gruppe der übrigen Nichtakademiker nur näherungsweise ermittelt werden. Angenommen wurde dabei, daß alle Akademiker unter 65 Jahren erwerbstätig sind²⁾.

Für die Struktur der Erwerbstätigen in den beiden Zonen ergaben sich dabei charakteristische Unterschiede, die erwarten ließen, daß der Anteil der Studierenden des Volksschullehreramts auch ohne den Einfluß der räumlichen Struktur des Studienfachangebots in Zone PBST niedriger sein würde als in Zone PBSP. So betrug der Anteil der Akademiker an den männlichen Erwerbstätigen in PBST 8,1% gegenüber nur 3,0% in PBSP, der Anteil der Arbeiter und Landwirte 43,8% in PBST gegenüber 62,3% in PBSP.

2. Unter der Annahme, daß die erwerbsgruppenspezifischen Dichteziiffern des Hochschulbesuchs in beiden Zonen dem Bundesdurchschnitt entsprechen, wurde die Sozialstruktur der in den Zonen beheimateten Studierenden berechnet.
3. Unter der Annahme, daß die erwerbsgruppenspezifischen Häufigkeitswerte der Wahl des Studiums zum Volksschullehr-

¹⁾Die Große Hochschulstatistik weist aus, daß von den männlichen Studienanfängern des Wintersemesters 1971/72 6,4% aller Akademikersöhne gegenüber z.B. 14,9% aller Arbeitersöhne das Studium des Volksschullehreramts gewählt haben. Vgl. Stat. Burdesamt, Fachserie A/10/V. Hochschulen, Wintersemester 1971/72.

²⁾Ausbildungsmerkmale der Wohnbevölkerung sind auf Kreisebene nur der Wohnbevölkerungsstatistik zu entnehmen.

amt in beiden Zonen dem Bundesdurchschnitt entsprechen, wurden die hypothetischen Anteilswerte der männlichen Studienanfänger in diesem Fach für die beiden Zonen errechnet.

Das Ergebnis der Berechnungen war ein Anteil von 9,82% in Zone PBST und ein Anteil von 10,98% in Zone PBSP. Die tatsächlichen Anteilswerte lagen demgegenüber bei 4,61% in PBST und 20,73% in PBSP.

4. In einem weiteren Schritt wurde auch die Zusammensetzung der Studierenden aus Akademikerfamilien und Familien der übrigen Nichtakademiker variiert. Die Große Hochschulstatistik weist aus, daß - gleichermaßen in Akademiker- und Nichtakademikerfamilien - die Söhne von Beamten wesentlich häufiger den Volksschullehrerberuf wählen als die Söhne der freiberuflich Erwerbstätigen¹⁾. Da die Zusammensetzung der Erwerbstätigen innerhalb dieser Gruppen auf Kreisebene empirisch nicht kontrollierbar ist, wurde von der extremen Annahme ausgegangen, daß alle Studienanfänger aus den Familien dieser beiden Gruppen in Zone PBST Söhne von freiberuflich Erwerbstätigen und in Zone PBSP Söhne von Beamten sind.

Unter diesen Annahmen errechnet sich für die Zone PBST ein Anteilswert von 5,62% und für die Zone PBSP ein Anteilswert von 12,64% für das Studienfach des Volksschullehramts. Selbst unter diesen irrealen Hypothesen hinsichtlich der sozialen Herkunft der Studierenden sind damit nur etwa 40% des tatsächlichen Unterschieds zwischen den Anteilswerten der beiden Zonen durch die unterschiedliche Sozialstruktur der Bevölkerung erklärbar.

Trotz aller Bedenken gegen dieses sehr grobe Verfahren darf doch der Schluß gezogen werden, daß die aufgezeigte regionale Verteilung der Anteilswerte für das Studienfach des Volksschullehramts weit überwiegend auf den Einfluß der räumlichen Struktur des Studienfachangebots zurückzuführen ist.

¹⁾ Die Anteilswerte lagen im Wintersemester 1971/72 in der Gruppe der Akademiker für Beamte bei 9,1%, für freie Berufe bei 3,2%, in der Gruppe der Nichtakademiker für Beamte bei 12,6%, für freie Berufe bei 5,0%. Vgl. Stat. Bundesamt, Fachserie A/10/V. Hochschulen, Wintersemester 1971/72.

d) Räumliche Verteilung der Studienfachangebote und
Feminisierung des Lehrerberufs

Der zunehmende Prozeß der Feminisierung des Lehrerberufs vor allem im Bereich der Grund- und Hauptschulen¹⁾ ist ein schon seit langem anhaltender Prozeß. Die Ursache dieser Entwicklung ist im wesentlichen darin begründet, daß zwar geschlechtsspezifische Bildungsbarrieren in den letzten Jahren sehr stark abgebaut worden sind, die überkommenen Muster geschlechtsspezifischer Berufsrollen hiervon aber weitgehend unberührt geblieben sind²⁾. Die traditionelle Orientierung der Studentinnen auf den Lehrerberuf und insbesondere auf den Volksschullehrerberuf hin hält weiter ungebrochen an³⁾.

Es ist sehr wahrscheinlich, daß dieser Prozeß durch die vielfach vollzogene Erweiterung des Studienfachangebots an bestehenden Hochschulen bzw. durch die Gründung von Universitäten an den Standorten von Pädagogischen Hochschulen verstärkt worden ist. Da die männlichen Studenten infolge geringerer geschlechtsspezifischer Barrieren bei der Berufswahl in der Studienfachwahl elastischer auf Standortvorteile reagieren als Studentinnen, führen Erweiterungen der Studienfachangebote an Orten mit dem Angebot P bei Studenten zu einer stärkeren Substitution in der Studienfachwahl zuungunsten des Volksschullehrerberufs. Dies führt zu den entsprechenden Verschiebungen in den Geschlechterproportionen des Volksschullehrernachwuchses.

In einer Querschnittsanalyse läßt sich dieser Einfluß sehr gut anhand der Geschlechterproportionen aufzeigen, die sich

1) In Nordrhein-Westfalen z.B. stieg der Anteil der Frauen an den Grundschullehrerinnen innerhalb von nur fünf Jahren (1968 bis 1973) von 70,4 auf 76,3%. Vgl. Kultusminister des Landes Nordrhein-Westfalen (Hrsg.): Lehrerberuf und Lehrerbestand 1960-1990, Köln 1974, S.43.

2) Vgl. hierzu H. Pross: Über die Bildungschancen von Mädchen in der Bundesrepublik, Frankfurt 1968.

3) Der Anteil der weiblichen Studierenden des Volks- und Berufsschullehramts an den Studentinnen insgesamt betrug im Wintersemester 1965/66 36,5% und im Wintersemester 1971/72 38,7%.

für die in den Pendelbereichen der drei Standorttypen beheimateten Studierenden des Lehramts an Volksschulen einstellen.

Tab. 9: Anteil der weiblichen Studierenden bzw. Studienanfänger an den Studierenden bzw. Studienanfängern des Lehramts an Volksschulen insgesamt (in%)
- Wintersemester 1971/72 -

Zone	Studierende	Studienanfänger
Untersuchungs- gebiet	55,4	64,1
PBST	62,1	79,8
PBSU	52,2	56,2
PBSP	45,3	51,3

Die Unterschiede in den Geschlechterproportionen sind beträchtlich und belegen klar den Einfluß des regional variierenden Studienfachangebots. Während im Einzugsbereich der Standorte Pädagogischer Hochschulen ohne zusätzliches Studienfachangebot oder mit nur sehr eingeschränkten alternativen Studienmöglichkeiten jeder zweite Studienanfänger des Lehramts an Volksschulen männlich ist, findet man im Pendelbereich des Hochschulstandorts München unter fünf Studienanfängern in diesem Fach nur noch einen männlichen Studierenden. Die Verschiebungen zwischen PBSP und PBST sind wohl deshalb beträchtlich größer als die Verschiebungen zwischen PBST und PBSU, weil das zusätzliche Studienfachangebot U für Studentinnen weit eher eine Erweiterung von Studienmöglichkeiten bedeutet als das zusätzliche Studienfachangebot T¹⁾.

¹⁾ Es sei am Rande darauf verwiesen, daß die Geschlechterproportionen des Lehrerbstands eine der wesentlichen Determinanten der Ersatzbedarfsquoten sind; dies resultiert aus der kürzeren Verweildauer der Lehrerinnen im Berufsleben. Probleme des Ersatzbedarfs sind zwar derzeit nicht aktuell; im Rückblick auf die vergangenen Jahre kann aber die interessante Feststellung getroffen werden, daß der Ausbau des Hochschulwesens zu einer Verschärfung des Lehrermangels im Grund- und Hauptschulbereich beigetragen haben dürfte.

5.3. Ergebnisse für die Fächer des Studienfachangebots U und Analyse der Substitutionsbeziehungen

a) Ergebnisse der Zonenanalyse für das Studienfachangebot U

Die räumliche Verteilung der Anteilswerte für das Studienfachangebot U insgesamt ist der räumlichen Verteilung der beiden bisher behandelten Studienggebiete komplementär¹⁾, so daß die Anmerkungen hierzu kurz ausfallen können. Die Anteilswerte für die einzelnen Zonen sind aus Tabelle 10 zu entnehmen.

Tab. 10: Anteile der Studierenden des Studienfachangebots U an den Studierenden insgesamt nach Zonen - WS 71/72 -

Zone	Männliche Studierende		Weibliche Studierende	
	A	S	A	S
	(in %)			
Untersuchungsgebiet	72,94	78,47	64,17	72,47
Zone T	74,59	80,07	67,86	77,77
davon: PBST	75,52	80,97	70,34	79,67
außerh. PB	72,26	76,84	60,22	70,06
Zone U	72,37	77,70	58,93	64,00
davon: PBSU	74,11	78,74	65,44	66,99
außerh. PB	68,07	74,16	41,44	55,04
Zone P	70,29	74,72	60,13	64,65
davon: PBSP	66,34	72,15	52,55	61,54
außerh. PB	72,43	76,54	63,79	68,11
Untersuchungsgebiet = 100				
Zone T	102	102	106	107
davon: PBST	104	103	110	110
außerh. PB	99	98	94	97
Zone U	99	99	92	93
davon: PBSU	102	100	102	93
außerh. PB	93	95	65	76
Zone P	96	95	94	89
davon: PBSP	91	92	82	85
außerh. PB	99	98	99	94

¹⁾ Eingeschlossen in die Anteilswerte des Studienfachangebots U insgesamt sind hier auch diejenigen Fächer, für die die räumliche Verteilung der Studierenden nicht im einzelnen untersucht worden ist.

Für die männlichen Studierenden folgen die Anteilsunterschiede fast durchweg den Hypothesen über den Einfluß der "intervening oportunities" auf die Studienfachwahl. Die Relation der Anteilswerte zwischen den Zonen U und T ist allerdings kontrovers zu den Annahmen. Selbst innerhalb von PBSU liegt der Anteilswert für das Studienfachangebot U etwas unter dem Anteilswert von PBST; dies, obwohl der Anteilswert für die ingenieurwissenschaftlichen Fächer entsprechend den Hypothesen in PBSU wesentlich geringer ist als in PBST.

Damit muß festgestellt werden, daß in Zone U die regionale Verteilung des Studienfachangebots erheblich an strukturierendem Einfluß auf die Studienplatznachfrage verliert, allerdings nur, soweit es die Aufteilung der Studierenden auf die Studienfachangebote U und P betrifft. Hinsichtlich der Anteilswerte der Studierenden der ingenieurwissenschaftlichen Fächer fügt sich auch Zone U gut in das Konzept der "intervening oportunities" ein¹⁾.

b) Substitutionsbeziehungen in der Fachrichtungsstruktur der Studienplatznachfrage

Um einen geschlossenen Überblick über die unterschiedlichen Fachrichtungsstrukturen in den einzelnen Zonen zu erhalten, werden im folgenden die Anteilswerte der Studienfachangebote T, P und U noch einmal zusammengefaßt dargestellt. Die Anteilswerte des Angebots U werden dabei getrennt nach den einzelnen Studiengebieten ausgewiesen, um zu prüfen, ob sich auch innerhalb dieses Angebots augenfällige Verschiebungen ergeben.

Um die Tabellen übersichtlich zu halten, werden die Resultate nur für die Studienanfänger in den Pendelbereichen der drei Standorttypen dokumentiert. Zunächst die Ergebnisse für die

¹⁾ Man mag vielleicht einwenden, daß sich auch dieser Sachverhalt aus dem schon angesprochenen Entwicklungsrückstand der in Zone U vorwiegend repräsentierten Gebiete erklärt. Dem ist entgegenzuhalten, daß sich die Anteilswerte außerhalb der Pendelbereiche der Standorte U deutlich erhöhen und bei den männlichen Studienanfängern fast den Wert für Zone T erreichen.

Studienanfänger:

Tab. 11: Anteile der männlichen Studienanfänger nach Studiengebieten und Zonen - Wintersemester 1971/72 -

Studienggebiet	Unters.- gebiet	PBST	PBSU	PBSP
		(in %)		
Fachangebot U	72,94	75,52	74,11	66,34
davon: ME	6,50	5,17	7,40	7,07
RW	6,52	8,45	5,26	5,12
WS	11,28	12,40	10,34	10,04
GE	15,32	15,71	17,36	14,15
NA	24,79	27,13	24,04	23,42
übrige Fächer	8,53	6,57	9,81	5,85
Fachangebot P (= VL)	11,30	4,61	17,35	20,73
Fachangebot T (= IN)	15,76	19,87	8,54	12,93
insgesamt	100	100	100	100

Vergleicht man die Anteilswerte der einzelnen Studienggebiete des Angebots U in Zone PBSP mit den entsprechenden Anteilswerten in den Zonen PBST und PBSU miteinander, so läßt sich feststellen, daß der Einfluß des intervenierenden Studienfachangebots P mehr oder weniger gleichmäßig in allen Fächergruppen seinen Niederschlag findet. Ausnahmen bilden im Vergleich zu PBST lediglich das Studienggebiet Medizin und im Vergleich zu PBSU die Wirtschafts- und Sozialwissenschaften. Für die Fachrichtungsstrukturen in PBST und PBSU wurde bereits angemerkt, daß die Anteilswerte für das Studienfachangebot U in beiden Zonen etwa gleich groß sind, sich also die erwarteten Unterschiede nicht einstellen¹⁾. Der hypothesegemäß niedrigere Anteil der Studierenden der Ingenieurwissenschaften wird voll kompensiert durch einen entsprechend höheren Anteilswert für die Studierenden des Volksschullehramts.

¹⁾ Daß einzelne Fächergruppen des Studienfachangebots U in Zone U stärker frequentiert werden als in Zone T, kann selbstverständlich nicht als Beleg zur Stützung der Hypothesen verwendet werden. Methodisch sinnvoll kan die Hypothese des strukturierenden Effekts der Verteilung der "opportunities" nur auf Studienfachangebot U als Ganzes bezogen werden.

Vergleicht man die Fachrichtungsstrukturen in den Zonen PBST und PBSP miteinander, so fällt auf, daß der in PBSP höhere Anteil der Studierenden des Volksschullehramts zu einer Verschiebung der Fachrichtungsstruktur führt, die zunächst sehr überraschend ist. Jeweils gemessen an PBST setzt sich die Erhöhung des Anteilswerts AMVL um 16 Prozentpunkte in Anteilsminderungen um, die für das Studienfachangebot U 9 Prozentpunkte und für das Studienfachangebot T 7 Prozentpunkte betragen¹⁾. Damit nimmt der Substitutionsprozeß einen unerwarteten Verlauf; weder wirkt sich die "intervening opportunity" P auf die konkurrierenden Studienfächer gleichmäßig aus, also etwa entsprechend deren durchschnittlichen Anteilswerten, noch betrifft der Substitutionsprozeß in besonderer Weise die von der Berufsperspektive her gesehen am engsten verwandten Fächer, also etwa die Geisteswissenschaften.

Es läßt sich zeigen, daß auch dieses unverhältnismäßig starke Absinken des Anteils der Studierenden ingenieurwissenschaftlicher Studiengänge durch die räumliche Struktur des Studienfachangebots erklärt werden kann. Für die Mehrzahl der Kreise in PBSP - ebenso wie für die Mehrzahl der Kreise der Zone P insgesamt - gilt nämlich, daß die Distanz zum nächstgelegenen Studienfachangebot U geringer ist als die Entfernung zum Standort des Studienfachangebots T; nur für den kleineren Teil der Probanden dieser Gruppe sind die beiden Distanzen identisch. Damit ist für die Mehrzahl der in Zone P beheimateten Studierenden auch das Studienfachangebot U eine "intervening" opportunity gegenüber dem ingenieurwissenschaftlichen Studienfachangebot.

Dieser Effekt wird deutlich sichtbar, wenn man die Anteilswerte für die Studienfachangebote T, U und P für Zone P getrennt nach den Kreisen mit $DDTU = 0$ und $DDTU > 0$ errechnet. Das Ergebnis ist in der folgenden Tabelle dargestellt. Zum Vergleich werden die Werte für Zone P insgesamt und für Zone T mitgeführt.

¹⁾ Die Wahl der Fachrichtungsstruktur von PBST als Referenzstruktur ist problematisch. Die Disproportionen des Substitutionsprozesses sind jedoch so ausgeprägt, daß es vertretbar erscheint, diesen Bezugspunkt zu wählen.

Tab. 12: Anteile der männlichen Studienanfänger nach Studiengebieten und Zonen - Wintersemester 1971/72 -

Zone	Fächergruppe		
	T (= IN)	U	P (= VL)
	(in %)		
Zone P	13,52	70,29	16,19
davon: DDTU > 0	12,99	71,13	15,88
DDTU = 0	16,88	65,00	18,13
Zone T	18,98	74,59	6,43

Die zonale Verteilung der Anteilswerte entspricht exakt der Hypothese, daß auch die außerhalb der Zone P gelegenen Universitäten Erlangen-Nürnberg und Regensburg noch als "intervening opportunities" wirken. Bei Irrtumswahrscheinlichkeiten von jeweils unter 5% können die Anteilsunterschiede zwischen den beiden Kreisgruppen der Zone P als signifikant betrachtet werden.

Für die Kreise der Zone P mit positiver Distanzdifferenz zwischen München und dem nächstgelegenen Standort des Typs U verläuft die Anteilsverschiebung sehr stark zuungunsten der Ingenieurwissenschaften, da für diese Kreise auch das Studienfachangebot U eine "intervening opportunity" ist, freilich außerhalb von Zone P und damit entfernter gelegen und deshalb auch mit geringerem Absorptionseffekt als in Zone U.

Für die Studierenden der Kreise in Zone P, für die der nächstgelegene Universitätsstandort München ist, tritt hingegen Studienfachangebot U nicht als "intervening opportunity" auf. Hier verteilt sich die durch die Studienmöglichkeit P induzierte Anteilminderung der übrigen Studiengänge etwa proportional auf die Fächergruppen U und T; die Relationen der Anteilswerte der Studiengebiete U und T sind in Zone T und in den Kreisen der Zone P mit DDTU = 0 fast identisch¹⁾.

¹⁾ Für diese Gruppe von Kreisen beträgt der Anteil der männlichen Studienanfänger in den Geisteswissenschaften nur 10,6% gegenüber 15,3% im Durchschnitt des Untersuchungsgebiets. Treten keine weiteren intervenierenden räumlichen Einflüsse auf, setzt sich im Substitutionsprozeß offensichtlich der Faktor vergleichbarer Berufsfelder durch.

Damit bedürfen die bisherigen Ergebnisse zum Einfluß der "intervening opportunity" P einer Korrektur. Die Werte der beiden Kreisgruppen für AMVL zeigen, daß ein Teil des Rückgangs von AMVL der "intervening opportunity" U zuzurechnen ist. Mit dem verwendeten Zonenkonzept wurden nur auf die nächstgelegene "intervening opportunity" abgestellt. Offensichtlich wirken aber auch weiter entfernt gelegene "opportunities" noch auf die Studienfachwahl ein. Dies weist deutlich auf den großräumigen Einfluß der regionalen Verteilung des Studienfachangebots hin.

Für die weiblichen Studienanfänger ergeben sich in den Pendelbereichen der drei Standorttypen folgende Fachrichtungsstrukturen:

Tab. 13: Anteile der weiblichen Studienanfänger nach Studiengebieten und Zonen - Wintersemester 1971/72 -

Studiengebiet	Unters.- gebiet	PBST	PBSU	PBSP
		(in %)		
Fachangebot U	64,17	70,34	65,44	52,55
davon: ME	4,25	3,56	3,19	5,10
RW	3,71	5,57	2,70	2,55
WS	6,04	6,48	4,41	5,10
GE	28,41	27,83	40,20	21,94
NA	14,26	17,70	8,82	9,18
übrige Fächer	7,50	9,20	6,12	8,68
Fachangebot P (= VL)	33,69	26,37	34,07	46,43
Fachangebot T (= IN)	2,14	3,29	0,49	1,02
insgesamt	100	100	100	100

Auch für die weiblichen Studienanfänger gilt im Vergleich zwischen den Zonen PBST und PBSP, daß sich der Einfluß des intervenierenden Studienfachangebots P in niedrigeren Anteilswerten aller einzelnen Fächergruppen des Studienfachangebots U niederschlägt; eine Ausnahme bilden wie bei den männlichen Studienanfängern auch die Fächer Allgemein- und Zahnmedizin. Da für die Studentinnen das ingenieurwissenschaftliche Studienfachangebot eine untergeordnete Rolle spielt, wirkt sich hinsichtlich der Struktur des Substitutionsprozesses die Tatsache nicht aus, daß für die Mehrzahl

der Kreise von Zone P das Studienfachangebot U gegenüber dem Studienfachangebot T ebenfalls als "intervening opportunity" auftritt. Der höhere Anteilswert für das Studienfach des Volksschullehramts setzt sich fast vollständig in einen entsprechend niedrigeren Anteilswert für das Studienfachangebot U um¹⁾.

Für die Zone PBSU zeigt sich die Dominanz einer stark traditionsbedingten Studienfachwahl nicht nur an dem vergleichsweise niedrigen Anteilswert für das Studienfachangebot U insgesamt, sondern noch deutlicher an den einzelnen Anteilswerten des Angebots U. Auf die Geisteswissenschaften entfällt ein Anteil von über 60% an den Studentinnen der Fächer des Angebots U insgesamt; in den Zonen PBST und PBSP beträgt dieser Anteil jeweils nur 40%.

Die regressionsanalytischen Tests für den Einfluß der Distanzdifferenzvariablen auf die Anteilswerte der einzelnen Studienfächer des Angebots U sind insgesamt überwiegend negativ verlaufen. Zurückzuführen ist dies darauf, daß sich sowohl bei den männlichen wie bei den weiblichen Studierenden für die Probanden der Zone U nicht die Werte einstellen, die bei einem durchgängig strukturierenden Einfluß der "intervening opportunities" zu erwarten gewesen wären. Auf eine Wiedergabe der Schätzgleichungen wird daher verzichtet.

5.4. Das Studienfach Pharmazie

Das Studienfach Pharmazie wurde, wie anfangs erwähnt, deshalb in die Untersuchung einbezogen, weil es unter den Fächern, die im Untersuchungsgebiet als "intervening opportunities" auftreten, zu den Numerus-clausus-Fächern mit den höchsten Grenznoten für die Zulassung ohne Wartezeit zählt, und weil darüber hinaus die Absolvierung dieses Studiums an zwei Standorten des Untersuchungsgebiets

¹⁾ Es muß nochmals der hypothetische Charakter der Verwendung der Fachrichtungsstruktur von PBST als Referenzstruktur für die Messung des Substitutionseffekts betont werden.

nur in den beiden ersten propädeutischen Semestern möglich ist.

Bei den Studierenden des Studienfachs Pharmazie muß damit gerechnet werden, daß sich unter ihnen in einem nicht näher bestimmbar Ausmaß Studierende befinden, die Pharmazie nur deshalb belegen, um Wartezeiten auf einen Studienplatz in Allgemein- oder Zahnmedizin möglichst zweckmäßig zu überbrücken. Es kann deshalb nicht ausgeschlossen werden, daß sich die Standortpräferenzen hier teilweise nur auf die zweite Fachpräferenz beziehen. Tabelle 14 zeigt die Ergebnisse der Untersuchung.

Tab. 14: Anteile der Studierenden des Studienfachs Pharmazie an den Studierenden insgesamt nach Zonen - WS 71/72 -

Zone	Männliche Studierende		Weibliche Studierende	
	A	S-A ¹⁾ (in %)	A	S-A
Untersuchungsgebiet	1,26	1,26	2,72	2,84
Zone A	2,67	1,79	4,69	3,04
davon: PBSA	3,23	1,76	4,51	3,43
außerh. PB	2,30	1,80	4,81	2,78
Zone B	0,97	1,12	2,47	2,92
davon: PBSB	0,88	0,94	2,92	2,63
außerh. PB	1,11	1,58	1,54	3,78
Zone C	0,38	1,17	1,13	2,23
davon: PBSC	0,63	1,25	1,41	1,85
außerh. PB	0,00	1,01	0,63	2,99
Untersuchungsgebiet = 100				
Zone A	212	142	172	107
davon: PBSA	256	140	166	121
außerh. PB	183	143	177	98
Zone B	77	89	91	103
davon: PBSB	70	75	107	93
außerh. PB	88	125	57	133
Zone C	30	93	42	79
davon: PBSC	50	99	52	65
außerh. PB	0	80	23	105

¹⁾S-A = Studierende abzüglich der Studienanfänger im 1. Hochschulsemester

Tabelle 14 weist aus, daß die zonale Verteilung der Anteilswerte für das Studienfach Pharmazie ebenfalls nahezu ausnahmslos den Hypothesen über den Einfluß der "intervening opportunities" auf die Studienfachwahl folgt. Ausnahmen finden sich hinsichtlich der Hypothese, daß die regionale Verteilung der Studienfachangebote die Fachrichtungsstruktur innerhalb der Pendelbereiche der Hochschulorte stärker prägt als in den Gebieten außerhalb dieser Bereiche. So liegt der Anteilswert der weiblichen Studienanfänger innerhalb der Pendelbereiche von Zone A, in der Pharmazie als "intervening opportunity" gegenüber dem Studienfachangebot der Universitäten auftritt, niedriger als außerhalb der Pendelbereiche. Umgekehrt sollten hypothesengemäß in Zone C, in der das Studienfachangebot der Universitäten als "intervening opportunity" gegenüber dem Studienfach Pharmazie auftritt, die Anteilswerte außerhalb der Pendelbereiche höher liegen, was ebenfalls überwiegend nicht der Fall ist. Im Vergleich zwischen den Anteilswerten für die Zonen insgesamt wie auch zwischen den Anteilswerten für die Pendelbereiche bestätigt sich aber dennoch deutlich der Einfluß des regional variierenden Studienfachangebots auf die Studienfachwahl. Trotz der kleinen Differenzen in den Anteilswerten sind die Anteilsunterschiede überwiegend mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von nicht mehr als 10% als signifikant zu betrachten.

Die Anteilswerte für die Studierenden sind abweichend von den bisherigen Gepflogenheiten unter Eliminierung der Studienanfänger errechnet worden. Damit sollte so weit als möglich überprüft werden, ob sich infolge der Funktion des untersuchten Studienfachs als "Parkstudium" die Anteilswerte für die Studierenden in den höheren Semestern wieder egalieren. Dies ist tatsächlich in nicht unerheblichem Ausmaß der Fall¹⁾. Es kann daher nicht ausgeschlossen werden, daß sich für die Absolventen des Pharmaziestudiums eine räumliche Verteilung einstellt, in der ein Zusammenhang zur regionalen

¹⁾ Möglicherweise ebenen sich die Unterschiede für höhere Semester noch weiter ein, da die Wartezeiten sich keineswegs nur auf ein Semester beschränken. Ebenso wenig kann freilich ausgeschlossen werden, daß die größeren Anteilsunterschiede für die Studienanfänger ein Indiz für eine zunehmende regionale Orientierung in der Studienfachwahl sind.

Verteilung des Studienfachangebots nicht mehr sichtbar ist. Eine Klärung dieser Frage ist anhand des zur Verfügung stehenden Datenmaterials nicht möglich.

5.5. "Intervening opportunities" und soziale Herkunft

Die Hypothese eines schichtspezifisch beschränkten Einflusses der "intervening opportunities"¹⁾ auf die Studienfachwahl gründet auf die plausibel erscheinende Annahme, daß nur die Studierenden aus den unteren Sozialschichten am regionalen Studienfachangebot orientiert sind, da für sie die finanzielle Belastung eines Wohnsitzes außerhalb des Elternhauses schwerer wiegt als für die Studierenden aus der Mittel- und Oberschicht. Diese Hypothese ist unmittelbar nicht kontrollierbar, da die kreisweise disaggregierte Hochschulstatistik keine Angaben über die soziale Herkunft der Studierenden enthält.

Zu einer groben Überprüfung dieser Frage wurde auf den Ansatz zurückgegriffen, der bei dem Test verwendet wurde, ob Geißlers Datenmaterial zu einer nur scheinbaren Entfernungsempfindlichkeit der Quoten des relativen Hochschulbesuchs führen kann²⁾. Dabei war untersucht worden, ob das Verhältnis zwischen relativem Hochschulbesuch ohne die Studierenden des Volksschullehramts und relativem Hochschulbesuch insgesamt für Kreise in spezifischer Lage innerhalb des Standortnetzes der verschiedenen Hochschultypen systematische Abweichungen vom durchschnittlichen Verhältnis aufweist. Die dort errechneten Schätzgleichungen bieten auch einen Ansatzpunkt zur Untersuchung der vorliegenden Frage, da je nach Spezifikation des Funktionalzusammenhangs zwischen den Variablen unterschiedliche Beziehungen unterstellt werden:

¹⁾Vgl. 1. Kapitel, Abschn. 3.2, S.19, Fußnote 1.

²⁾Vgl. 2. Kapitel, Abschn. 8, S.103ff.

- (1) In der log-linearen Spezifikation wird unterstellt, daß der Einfluß der Lage eines Kreises auf den relativen Hochschulbesuch ohne Studierende des Volksschullehramts prozentual betrachtet unabhängig von der Höhe der Studienplatznachfrage insgesamt ist bzw. absolut betrachtet proportional mit der gesamten Studienplatznachfrage variiert. Da die Studienplatznachfrage insgesamt ihrerseits eine Funktion der Sozialstruktur ist, impliziert dieser Ansatz eine in der Tendenz schichtneutrale Wirkung der "intervening opportunities".
- (2) Bei linearer Spezifikation wird dagegen angenommen, daß der Einfluß der Lage eines Kreises auf die Studienplatznachfrage ohne das Studium des Volksschullehramts absolut betrachtet unabhängig von der Höhe der Studienplatznachfrage insgesamt ist. Dies impliziert eine bei steigenden regionalen Quoten des relativen Hochschulbesuchs (als Funktion eines sinkenden Anteils der Unterschicht an der Bevölkerung) abnehmende Elastizität der Quoten ohne die Studierenden des Volksschullehramts in bezug auf spezifische Lagen der Herkunftskreise der Studierenden. Dieser Ansatz müßte also eine bessere Abbildungsqualität besitzen, wenn nur Studierende der Unterschicht auf "intervening opportunities" reagieren.

Aus den Schätzgleichungen ist unmittelbar nicht zu entnehmen, welchem der beiden Funktionstypen eine bessere Abbildungsqualität zukommt. Daher wurden für die Kreise der Zone PBSP, in der das Studienfach des Volksschullehramts als leicht erreichbare "intervening opportunity" auftritt, aus den Schätzgleichungen die Prognosewerte errechnet und mit den tatsächlichen Werten verglichen. Das Ergebnis der Residuenanalyse wird exemplarisch für die männlichen Studienanfänger in der folgenden Abbildung dargestellt.

Die lineare Verknüpfung von $AMDA^{OV}$ und der Dummyvariablen PBSP weist deutliche Anzeichen einer Fehlspezifikation auf: für kleinere Werte der Nachfrage nach Studienplätzen in den Fächern der Angebote U und T ergeben sich fast ausnahmslos

Abb. 8: Beobachtungswerte und Residuen für $AMDA^{OV}$ - lineare und log-lineare Spezifikation



Unterschätzungen der Beobachtungswerte, für höhere Beobachtungswerte von $AMDA^{OV}$ dagegen tendenziell Überschätzungen der Beobachtungswerte. Die logarithmisch-lineare Spezifikation löst diesen Zusammenhang zwischen Beobachtungswerten und Residuen auf und liefert überdies allgemein etwas bessere Ex-post-Prognosewerte.

Damit findet die von Kern u.a. behauptete Hypothese einer schichtspezifisch beschränkten Wirkung der "intervening opportunities" in den vorliegenden Ergebnissen keine Bestätigung¹⁾. Damit wird nicht ausgeschlossen, daß die sozial schwächeren Gruppen stärker an das regionale Studienfachangebot gebunden sind; dies dürfte im Gegenteil tatsächlich der Fall sein. Die Schätzergebnisse weisen jedoch darauf hin, daß Substitutionsprozesse zugunsten des regional vorhandenen Studienfachangebots in einem gewissen Umfang auch bei Studierenden aus besser gestellten Schichten stattfinden.

¹⁾Vgl. B. Kern, M. Wellenreuther, I. Herlyn, E. Müller: a.a.O., S.55ff.

5.6. Grenzen zwischen den Zonen der Standorttypen und Einfluß der "intervening opportunities"

An verschiedener Stelle ist darauf verwiesen worden, daß beide Konzepte, die zur Charakterisierung der regionalen Verteilung der Studienfachangebote verwendet wurden, bestimmte Abbildungsschwächen besitzen:

- (1) In die Distanzdifferenzvariablen geht als "intervening opportunity" jeweils eines der beiden Studienfachangebote U und P ein, ohne daß die räumliche Lage des jeweils alternativen Angebots Berücksichtigung findet;
- (2) Das Zonenkonzept bezieht sich nur auf die nächstgelegene "intervening opportunity"; es hat sich indessen gezeigt, daß auch Unterschiede in der Entfernung zwischen weiter entfernt gelegenen Studienfachangeboten noch einen Einfluß auf die regionale Fachrichtungsstruktur der Studienplatznachfrage ausüben.

Es sei abschließend darauf verwiesen, daß den Distanzdifferenzvariablen ein zusätzlicher nur schwer behebbarer Spezifikationsfehler anhaftet, der daraus resultiert, daß die Kreise auch bei sehr geringen Distanzdifferenzen schon relativ stark auf die näher gelegenen Hochschulorte hin orientiert sind. Zur Verdeutlichung des Problems sei anhand der folgenden Zeichnung nochmals der Verknüpfungspunkt der beiden Ansätze deutlich gemacht.

Abb. 9:

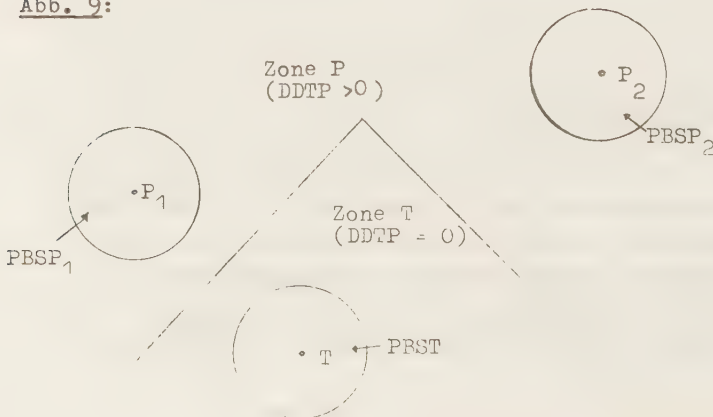


Abbildung 9 stellt ein Hochschulnetz mit einem Standort des Typs T (Studienfachangebote T, U und P) und mit zwei Standorten des Typs P (Angebot P) dar. Gemäß dem Zonenkonzept gliedert sich die Fläche bei dieser Verteilung der Studienfachangebote in zwei Zonen P und T. Die Abgrenzung der Zonen erfolgt - geometrisch formuliert - durch Errichtung der Mittelsenkrechten auf den Verbindungsgeraden zwischen den Standorten P und Standort T.

Bei der Analyse z.B. der Wahl des Studienfachangebots T wird Zone P in beiden Ansätzen unterschiedlich behandelt. In der Zonenanalyse wird Zone P in bezug auf die Entfernung zum Standort T als homogene Fläche behandelt; in den Regressionsanalysen werden die Kreise von Zone P, soweit sie unterschiedliche Distanzdifferenzen zu den Standorten P und T aufweisen, als Kreise unterschiedlicher Lage innerhalb des Standortnetzes aufgefaßt. Die interessierende Frage im vorliegenden Zusammenhang ist nun, welcher der beiden Ansätze den Einfluß des regional variierenden Studienfachangebots auf die Fachrichtungsstruktur der "grenznah" beheimateten Studierenden besser erfaßt. Nach dem Distanzdifferenzansatz dürften sich nur relativ geringe Unterschiede zur Fachrichtungsstruktur in Zone T ergeben, während nach dem Zonenkonzept bereits der volle Einfluß der "intervening opportunity" P wirksam wird.

Zur Überprüfung dieser Frage wurden zusätzlich einige Regressionsgleichungen für Auswahlsätze errechnet, bei denen die Probanden mit Nullwerten für die Distanzdifferenzvariablen eliminiert wurden. Da der Einfluß der "intervening opportunities" für Kreise innerhalb und außerhalb der Pendelbereiche stark variiert, wurden für die beiden Gruppen von Kreisen jeweils getrennte Schätzgleichungen berechnet. Die Ergebnisse werden im folgenden anhand eines typischen Beispiels dokumentiert; um einen unmittelbaren Vergleich zu ermöglichen, werden jeweils die Schätzgleichungen gegenübergestellt, die sich für die Probandenauswahl einschließlich der Probanden mit Nullwerten ergeben hatten.

Für die Anteilswerte der männlichen Studienanfänger ingenieurwissenschaftlicher Fächer wurde errechnet:

$$(14) \quad \begin{array}{rcl} \text{AMIN} & = & 15.4278 - 0.0304 \text{ DDTP} \\ & & (3.2767) \quad (0.0184) \\ & & 0.0000 \quad 0.1381 \end{array} \quad r^2 = 0.0668$$

für die Kreise innerhalb der Pendelbereiche der Hochschulstandorte (ohne Kreise der Zone T), gegenüber

$$(3) \quad \begin{array}{rcl} \text{AMIN} & = & 18.3316 - 0.0474 \text{ DDTP} \\ & & (1.7954) \quad (0.0140) \\ & & 0.0 \quad 0.0014 \end{array} \quad r^2 = 0.1961$$

für die Kreise innerhalb der Pendelbereiche einschließlich der in PBST gelegenen Kreise;

$$(15) \quad \begin{array}{rcl} \text{AMIN} & = & 15.3599 - 0.0190 \text{ DDTP} \\ & & (2.3724) \quad (0.0142) \\ & & 0.0 \quad 0.1863 \end{array} \quad r^2 = 0.0294$$

für die Kreise außerhalb der Pendelbereiche der Hochschulstandorte (ohne Kreise der Zone T), gegenüber

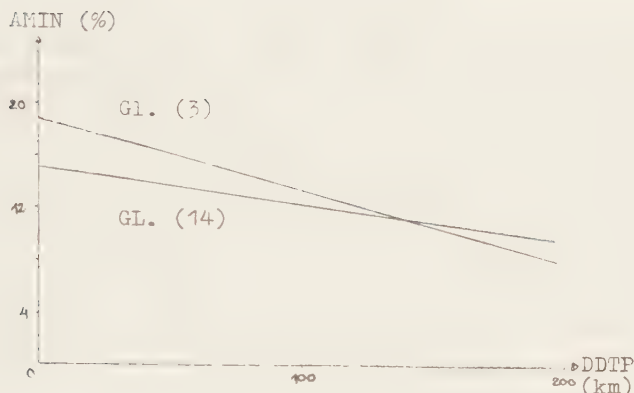
$$(4) \quad \begin{array}{rcl} \text{AMIN} & = & 17.1255 - 0.0291 \text{ DDTP} \\ & & (1.6263) \quad (0.0129) \\ & & 0.0 \quad 0.0275 \end{array} \quad r^2 = 0.0810$$

für die außerhalb der Pendelbereiche gelegenen Kreise aller Zonen.

Ein Vergleich zwischen den Schätzgleichungen macht deutlich, daß der strukturierende Einfluß der Distanzdifferenzvariablen doch erheblich abnimmt, wenn die Probanden mit DDTP = 0 ausgeklammert werden. Immerhin weisen die Regressionskoeffizienten bei allerdings relativ schwacher Signifikanz die den Hypothesen entsprechenden Vorzeichen auf.

Bei graphischer Darstellung z.B. der Funktionen (14) und (3) erhält man das in Abbildung 10 dargestellte Bild. Die Eliminierung der Probanden mit DDTP = 0 führt zu einer niedrigeren Konstanten und zu einem flacheren Verlauf der Distanzdifferenzgeraden.

Abb. 10:



Dies zeigt, daß der Zusammenhang zwischen AMIN und DDTP nur schwerlich in Form einer stetigen Funktion darstellbar ist, da offensichtlich beim Übergang von $DDTP = 0$ zu $DDTP > 0$ eine Sprungstelle auftritt¹⁾. Qualitativ entsprechende Resultate ergeben sich auch für die Variable SMIN, ebenso für die Anteilswerte der männlichen Studienanfänger und Studierenden des intervenierenden Studienfachangebots P.

Das Auftreten signifikanter Sprungstellen beim Übergang zu positiven Werten der Distanzdifferenzvariablen bedeutet nichts anderes, als daß auch die Fachrichtungsstruktur der Studierenden, die in unmittelbar an der Grenze zu Zone T gelegenen Kreisen der Zonen U und P beheimatet sind, schon relativ stark durch die intervenierenden Studienmöglichkeiten beeinflußt ist, obwohl die Distanzdifferenzen sehr gering sind. Für Kreise mit solcher Lage innerhalb des Standortnetzes der Hochschulen wird der Einfluß, den das regionale Fächerangebot auf die Studienfachwahl ausübt, in den Erklärungsansätzen mit Distanzdifferenzvariablen offensichtlich unterschätzt. Diese recht deutlich ausgeprägten Sprungstellen korrespondieren in gewisser Weise den Ergebnissen Geißlers

¹⁾ Genau betragen die niedrigsten Beobachtungswerte für die Distanzdifferenzvariablen bei den Kreisen innerhalb der Pendelbereiche 8 km und bei den Kreisen außerhalb der Pendelbereiche 21 km.

hinsichtlich der Abgrenzung der Hochschulregionen¹⁾. Dort hatte sich gezeigt, daß sich die Hochschulregionen der einzelnen Hochschulstandorte nur in sehr seltenen Fällen überlagern. Auch bei etwa gleichen Entfernungen zu verschiedenen Hochschulorten waren die Wanderungsströme der Studierenden vorwiegend auf einen der Orte konzentriert. Auch diese Sprungstellen mögen ihre Begründung darin finden, daß "Indifferenzlagen" relativ selten auftreten und schon geringe Lagevorteile alternativer Zielorte eine entsprechende regionale Orientierung nach sich ziehen.

5.7. Zusammenfassung

1. Die räumliche Verteilung der Studienfachangebote prägt in erheblichem Ausmaß die Fachrichtungsstruktur der regionalen Studienplatznachfrage. Trotz der isolierten Untersuchung dieses Bestimmungsfaktors tritt dieser Zusammenhang in fast allen Teilgebieten des Untersuchungsraums in Erscheinung und wird lediglich in Teilen Ostbayerns durch eine insgesamt ländlich-konservative Orientierung bei der Studienfachwahl überlagert.
2. Am stärksten wirken sich regional variierende Studienfachangebote dort aus, wo durch eine entsprechende Studienfachwahl ein Wohnungswechsel vermieden werden kann oder zumindest der Kontakt mit dem Heimatort noch leicht aufrechtzuerhalten ist. So finden sich unter den Studierenden, die in den engeren Einzugsbereichen der Standorte Pädagogischer Hochschulen ohne örtliche Studienalternativen beheimatet sind, etwa 4 1/2 mal so viele Studierende des Volksschullehramts wie im Pendelbereich des Hochschulorts München.
3. Nicht am Standort vertretene Studienfächer werden um so seltener von den beheimateten Studierenden gewählt, je breiter das örtliche Studienfachangebot ist. So studieren im Pendelbereich der Standorte des Typs P knapp

¹⁾ Vgl. C. Geißler: Hochschulstandorte - Hochschulbesuch, Hannover 1965, Teil 1, S.70.

13% der männlichen Studienanfänger ingenieurwissenschaftliche Fächer; im Nahbereich der Universitäten ohne örtliches Angebot dieses Studiengebiets geht dieser Anteil auf 8,5% zurück.

4. Der Einfluß des Studienfachangebots auf die Fachrichtungsstruktur der Studienplatznachfrage ist keineswegs ein Phänomen, das sich auf die Nahbereiche von Hochschulorten beschränkt. Die Wirkung der regionalen Verteilung des Studienfachangebots ist vielmehr in einem doppelten Sinne großräumig strukturiert. Zum einen übt das Studienfachangebot des nächstgelegenen Hochschulstandorts einen signifikanten Einfluß auch auf die Studienfachwahl der in hochschulferneren Kreisen beheimateten Studierenden aus. Zum anderen sind die Frequenzen der am nächstgelegenen Hochschulort nicht vertretenen Studienfächer ebenfalls noch von Distanzunterschieden zwischen den Orten abhängig, an denen die örtlich nicht vorhandenen Studienggebiete studiert werden können.
5. Anzeichen für einen schichtspezifisch beschränkten Einfluß der "intervening opportunities" haben sich nicht ergeben. Offensichtlich wirkt sich die regionale Verteilung des Studienfachangebots auch auf die Studienfachwahl der Studierenden aus besser situierten Familien aus.
6. Infolge eines nicht durch geschlechtsspezifische Barrieren beeinflussten Wahlverhaltens der männlichen Studierenden reagieren Studenten elastischer auf Lagevorteile als Studentinnen. Dadurch wird die Geschlechterproportion des Lehrernachwuchses an Grund- und Hauptschulen erheblich beeinflusst.
7. Die Ergebnisse deuten darauf hin, daß auch schon geringe Lagevorteile eines Studienfachangebots die Präferenzen zugunsten dieses Studiengbiets erheblich verstärken.

4. Kapitel: Schulstandort und Schulwahl

1. Einleitung

Die Untersuchung des Einflusses der räumlichen Verteilung der weiterführenden Schulen auf den Schulbesuch konzentriert sich auf drei Fragen:

- (1) Besteht unabhängig von der Substitutionsneigung zugunsten leichter erreichbarer Schularten eine Distanzempfindlichkeit der Übertrittsquoten an weiterführende Schulen?
- (2) In welchem Ausmaß führt ein örtlich nicht vollständiges Angebot der weiterführenden Schulen zu Substitutionsprozessen bei der Schulwahl und in welchem Umfang werden diese Substitutionsprozesse bei guten Verkehrsbedingungen zu den jeweils fehlenden Schultypen reduziert?
- (3) Besteht zwischen Schulwegbedingungen und dem Zeitpunkt des Übertritts an weiterführende Schulen ein Zusammenhang?

Aufgrund des verfügbaren Datenmaterials wurde die Analyse auf die Übertritte an Gymnasien und Realschulen beschränkt.

Im folgenden wird zunächst das verwendete Datenmaterial näher beschrieben. Anschließend erfolgt eine Diskussion der wichtigsten methodischen Probleme bei der Durchführung der Untersuchung und ihrer Lösungsmöglichkeiten. Diese Probleme betreffen im wesentlichen:

- die Berechnung von Übertrittsquoten anhand eines nur ein Schuljahr umfassenden Datenmaterials,
- die Eliminierung schichtenspezifischer Komponenten bei der Bestimmung des Einflusses räumlicher Faktoren auf den Schulbesuch,

- die Trennung von Substitutionseffekten und Distanzempfindlichkeit, sowie die geeignetste Form der Entfernungsmessung.

Die Darstellung des Untersuchungsergebnisses gliedert sich in der Reihenfolge der oben genannten Fragen. Zum Schluß erfolgt eine knappe Zusammenfassung der Resultate.

2. Datenbasis und Anlage der Untersuchung

2.1. Das Datenmaterial

Für eine Untersuchung des Zusammenhangs zwischen Schulort und Schulbesuch liefern die amtlichen Statistiken kein geeignetes Material. Die laufende Schulstatistik weist die Schüler nach Schulorten aus und enthält keine Angaben zum Wohnort der Schüler. In der Volks- und Berufszählung des Jahres 1971 sind zwar erstmals die Schüler nach Wohnort und Schulart ausgewiesen; jedoch haben diese Daten in Hinblick auf die vorliegende Untersuchung zwei erhebliche Mängel:

- (1) Als ständiger Wohnsitz der Schüler wird deren überwiegender Aufenthaltsort ausgewiesen. Dies führt dazu, daß Internatsschüler nicht ihrem Heimatwohnort, sondern dem schulbedingten Wohnort zugeordnet werden. Vor allem der Besuch von Gymnasien wird daher für eine große Zahl von Schulstandorten bei Verwendung dieser Daten erheblich überschätzt. Immerhin waren im Schuljahr 1970/71 - das Beobachtungsjahr der vorliegenden Untersuchung - 11,1% der männlichen und 4,8% der weiblichen Gymnasiasten Internatsschüler.
- (2) Schwerer wiegt, daß die Schüler nur nach den einzelnen Schularten, nicht aber nach Jahrgangsklassen getrennt ausgewiesen werden. Die Errechnung von Dichtezißern

analog zu denen des Hochschulbesuchs führt aber auf Gemeindeebene zu erheblichen Unschärfen; vor allem bleiben auch Veränderungen des Übergangsverhaltens etwa durch den örtlichen oder regionalen Ausbau des Schulwesens verdeckt.

Als Datengrundlage für die Untersuchung bot sich eine Erhebung des Staatsinstituts für Bildungsforschung und Bildungsplanung München an, die im Jahr 1970 an 451 Grund- und Hauptschulen Bayerns durchgeführt wurde¹⁾. Die Schulen wurden unter Berücksichtigung aller geographischen Regionen Bayerns in einer Stichprobe ausgewählt. In dieser Erhebung wurden mit Hilfe von Fragebogen, die von den Klassenlehrern und Schulleitern auszufüllen waren, die Anzahl der Schüler in den 4. bis 9. Schuljahrgängen des Schuljahrs 1969/70 sowie die Anzahl der Anmeldungen zum Übertritt auf weiterführende Schulen zum Schuljahr 1970/71 (Gymnasien, Realschulen, Wirtschaftsschulen) erfaßt. Hinzu kam für jeden einzelnen Schüler die Feststellung sozialbiographischer Merkmale sowie die Erhebung einer Reihe weiterer Daten, die für die hier untersuchten Fragestellungen nicht von Interesse sind²⁾. Insgesamt wurden durch diese Erhebung etwa 12% aller bayerischen Volksschulen mit etwa 13% aller Volksschüler erfaßt.

Dieses Datenmaterial bot eine gute Möglichkeit zur Berechnung kleinräumig disaggregierter Übertrittsquoten auf weiterführende Schulen. Zumindest in den größeren Gemeinden sind der Ort des Wohnsitzes und der Standort der Volksschulen identisch. Bei Volksschulen in kleineren Gemeinden muß zwar damit gerechnet werden, daß ein Teil der Schüler nicht am Ort der Volksschule wohnt, jedoch sind die Schulsprengel in der Regel so klein, daß Abweichungen zwischen Wohnsitz und Ort der besuchten Volksschule in bezug auf die Entfernung zwischen Wohnsitz und weiterführender Schule nicht

1) Dieses Material ist auch die Datengrundlage der schon zitierten Studie von A.O. Schorb und M. Schmidbauer, Aufstiegsschulen im sozialen Wettbewerb, Stuttgart 1973. - Der Verf. dankt dem Leiter des Instituts, Prof. Dr. Schorb, für die freundliche Genehmigung zur Auswertung des Materials.

2) U.a. war auch die Entfernung zu den nächstgelegenen weiterführenden Schulen erfragt worden. Dieses Material war indessen nicht mehr vorhanden.

sehr ins Gewicht fallen¹⁾.

Die vorliegende Untersuchung bezieht sich auf die Übertrittsquoten an Gymnasien und Realschulen. Die bis zum Untersuchungszeitpunkt noch relativ seltene Wirtschaftsschule wurde nicht betrachtet. Da grundsätzlich angenommen werden muß, daß auch dieser weiterführende Schultyp in Konkurrenzbeziehungen zu Gymnasium und Realschule steht, wurden solche Gemeinden aus dem Untersuchungsmaterial ausgeschlossen, bei denen aufgrund ihrer räumlichen Lage im Standortnetz der Schulen mit Substitutionseffekten zuungunsten der Realschule und/oder des Gymnasiums zu rechnen war. Durch diese Einschränkung vermindert sich das verfügbare Material - gemessen an den erfaßten Schülerzahlen - um etwa 11%.

Die Übergänge auf das Gymnasium erfolgen in der Regel nach der 4. und 5. Volksschulklasse, die Übergänge auf die Realschule nach der 6. und 7. Volksschulklasse. Daher wurde die Auswertung des Materials auf den 4. bis 7. Schuljahrgang des Schuljahrs 1970 beschränkt. Der Umfang der Daten nach Anzahl der Schüler und Anzahl der Schulorte ist aus der folgenden Tabelle ersichtlich.

Tab. 15: Analyse Schulort und Schulbesuch: Anzahl der Gemeinden und Schüler

	Knaben	Mädchen
Anzahl der Schüler:		
4. Klasse	9993	9570
5. Klasse	8922	8797
6. Klasse	7819	8563
7. Klasse	6782	6638
Anzahl der Schulorte:	229	229

¹⁾ Problematisch ist diese Annahme in Hinblick auf die Qualität der Verkehrsanbindung.

2.2. Die Berechnung der Übertrittsquoten

Das verwendete Datenmaterial erfaßt die Schüler der Volksschulen im Schuljahr 1969/70. Da Übertritte an die weiterführenden Schulen nicht nur aus den 4. bzw. 6. Klassen auf Realschule und Gymnasium erfolgen, setzen sich die ermittelten Übergangsquoten aus einem Beobachtungselement und einem Prognoseelement zusammen. Schorb und Schmidbauer haben bei der Auswertung des Materials Übergangsquoten nach der folgenden Formel errechnet¹⁾:

$$\bar{U}G^4 = \frac{\bar{U}4 + \bar{U}5}{S4 \frac{\bar{U}4}{\bar{U}4 + \bar{U}5} + S5 \frac{\bar{U}5}{\bar{U}4 + \bar{U}5}}$$

wobei $\bar{U}4$, $\bar{U}5$ = Anzahl der Übertritte aus der 4. bzw. 5. Volksschulklasse des Schuljahrs 1969/70 an die Gymnasien,

$S4$, $S5$ = Anzahl der Schüler in der 4. und 5. Volksschulklasse des Schuljahrs 1969/70,

$\bar{U}G^4$ = Übertrittsquoten der Schüler der 4. Volksschulklasse des Schuljahrs 1969/70 an die Gymnasien.

Dabei wurden also entsprechend den Anteilen der aus der 4. und 5. Klasse gemeldeten Schüler die Schülerjahrgänge gewichtet und zu einem fiktiven Schülerjahrgang addiert. Diese Quote soll in bezug auf die nicht bekannten späteren Übertritte der jetzigen Schüler der 4. Klassen an die Gymnasien "eine Vorausschätzung der Übertritte aus diesem Schülerjahrgang in den folgenden Schuljahren an das Gymnasium anhand der Richtwerte, die der tatsächliche Übertritt aus dem Schülerjahrgang des gleichen Jahres liefert"²⁾, darstellen. In gleicher Weise wurde bei der Berechnung der Übertrittsquoten auf die Realschulen verfahren.

Dieses Berechnungsverfahren ist zum einen übertrieben auf-

1) Vgl. A.O.Schorb, M. Schmidbauer: a.a.O., S.119.

2) A.O. Schorb, M. Schmidbauer: a.a.O., S.119.

wendig. Zum anderen ist es auch nicht ganz korrekt, wenn damit gemeint ist, daß der Berechnung der Quoten die Annahme konstanten Übertrittsverhaltens zugrunde liegt. Es läßt sich leicht zeigen, daß dieses Berechnungsverfahren nur dann zu einer der Annahme entsprechenden Quote führt, wenn auch die Anzahl der Schüler des jeweils 4. Schuljahrs im Zeitablauf konstant bleibt, m.a.W., wenn für die Klassenstärken des Beobachtungszeitraums gilt: $S_5 = S_4 - U_4$. Andernfalls ergeben sich Quoten, die nicht mit der Annahme konstanten Übergangsverhaltens konsistent sind.

Wir haben deshalb ein anderes Berechnungsverfahren verwendet, das präzise die Annahme konstanten Übertrittsverhaltens impliziert und zudem den Vorteil hat, wesentlich einfacher zu sein. Es sei anhand der Übertrittsquoten an die Gymnasien dargelegt:

Bekannt sind für das Beobachtungsjahr 1970 S_4 , S_5 , U_4 , und U_5 . Die Anzahl der Übertritte an das Gymnasium nach dem 5. Schuljahr wird für die an der Volksschule verbleibenden Schüler des 4. Schuljahrgangs unter der Hypothese konstanten Übergangsverhaltens prognostiziert:

$$(S_4 - U_4) \cdot (U_5/S_5)$$

Die Gesamtzahl der Übertritte aus dem 4. Schuljahrgang des Beobachtungszeitpunkts wird damit angenommen als

$$U_4 + (S_4 - U_4) \cdot (U_5/S_5)$$

oder $U_4 + (U_5/S_5) \cdot S_4 - (U_5/S_5) \cdot U_4$

Die Übertrittsquote errechnet sich durch Division mit der Anzahl der Schüler des 4. Schuljahrgangs 1969/70:

$$UQ_G^4 = (U_4/S_4) + (U_5/S_5) - (U_5/S_5) \cdot (U_4/S_4)$$

In gleicher Weise wurde bei der Berechnung der Übertrittsquoten auf die Realschulen verfahren.

Will man sich eine Vorstellung vom Ausmaß des Besuchs weiterführender Schulen insgesamt verschaffen, so ist zu beachten, daß die Übertrittsquoten für Gymnasium und Realschule nicht addiert werden dürfen, da sich die Übertrittsquoten an Realschulen nur auf die nach der 5. Volksschulklasse an den Volksschulen verbliebenen Schüler bezieht. In einigen Fällen wurden für die Schüler der 4. Klasse des Schuljahrs 1969/70 unter der Annahme konstanten Übergangsverhaltens auch in bezug auf die Realschulen die zu erwartenden Gesamtübertritte hochgerechnet. Das Rechenverfahren ist wieder sehr einfach: die jeweils prognostizierten Schülerverbleibszahlen (S^e) werden mit den beobachteten Übertrittsquoten multipliziert. Die Gesamtzahl der Übertritte aus der 4. Klasse des Schuljahrs 1969/70 errechnet sich aus der Summe

(1) der beobachteten Übergänge $Ü_4$,

(2) der geschätzten Übertritte $Ü_5^e = (S_4 - Ü_4) \cdot (Ü_5/S_5)$,

(3) der geschätzten Übertritte $Ü_6^e = S_6^e \cdot (Ü_6/S_6)$, wobei
 $S_6^e = S_4 - Ü_4 - Ü_5^e$,

(4) der geschätzten Übertritte $Ü_7^e = (S_6^e - Ü_6^e) \cdot (Ü_7/S_7)$.

Setzt man die Summe dieser Übertrittszahlen zu S_4 in Beziehung, erhält man die prognostizierte Übergangsquote der Schüler der 4. Grundschulklasse im Schuljahr 1969/70 für die weiterführenden Schulen insgesamt.

Es bleibt anzumerken, daß sich die Beobachtungswerte $Ü_4$ bis $Ü_7$ auf die Anmeldungen zum Besuch weiterführender Schulen beziehen, nicht aber auf die tatsächlichen Übertritte. In der Regel liegen die Aufnahmezahlen etwas unter der Anzahl der Anmeldungen, so daß die errechneten Übertrittsquoten im allgemeinen eher etwas über den tatsächlichen liegen dürften, sofern die Übertrittsneigung nicht noch weiter zugenommen hat¹⁾.

¹⁾ Dies läßt sich nur anhand der kreisweisen Übertrittsquoten kontrollieren. Für die kreisfreien Städte zeichnet sich eine "Sättigungstendenz" schon im Schuljahr 1970/71 ab, während die Übertrittsquoten in den Landkreisen noch etwas steigen. Seit 1973/74 ist in Bayern auf breiter Front ein leichtes Absinken der Übertrittsquoten auf Gymnasien zu verzeichnen.

2.3. Die soziale Herkunft der Schüler

Die soziale Herkunft der Schüler ist noch heute eine der wichtigsten Determinanten ihrer Ausbildungschancen im allgemeinbildenden weiterführenden Schulwesen. Dies gilt vor allem in Hinblick auf das Gymnasium, aber auch - wenngleich in etwas schwächerer Form - in Hinblick auf die Realschulen. Eine Trennung der Kinder nach einzelnen Sozialgruppen war daher erwünscht, um zu prüfen, ob der Prozeß der sozialen Selektion durch räumliche Bildungsbarrieren eine Verschärfung erfährt. Eine solche Trennung war aber auch erforderlich, um die Hypothese der Distanzempfindlichkeit des Schulbesuchs überprüfen zu können. Diese Notwendigkeit ergibt sich daraus, daß einerseits ein positiver Zusammenhang zwischen Gemeindegröße und Übertrittsquoten besteht¹⁾, der aus dem mit wachsender Gemeindegröße zunehmenden Anteil der Bevölkerungsgruppen mit stärkerer Bildungsmotivation resultiert, und daß andererseits eine negative Korrelation zwischen Gemeindegröße und Entfernung zu einer weiterführenden Schule besteht, da die Standorte dieser Schulen nur selten in kleinen Gemeinden zu finden sind. Daraus folgt, daß sich in mit wachsender Entfernung zu Gymnasium und Realschule sinkenden Übertrittsquoten der Schülerpopulationen insgesamt möglicherweise nur der Effekt sozialstruktureller Veränderungen widerspiegelt.

Schorb und Schmidbauer haben in ihrer Studie den Einfluß der sozialen Herkunft der Schüler in sehr differenzierter Weise untersucht²⁾, wobei Bezugspunkt ein Modell der sozialen Schichtung von Scheuch und Daheim ist³⁾. Dieses Schichtungsmodell wurde aus zwei Gründen nicht übernommen:

(1) Ein mehr oberflächlicher Grund bezieht sich auf die

¹⁾A.O. Schorb, M. Schmidbauer: a.a.O., S.23ff.

²⁾A.O. Schorb, M. Schmidbauer: a.a.O., S.31ff.

³⁾Vgl. den Literaturhinweis bei A.O. Schorb, M. Schmidbauer: a.a.O., S.36.

Genauigkeit der Daten. Zwar sind die aggregierten Ergebnisse der Studie plausibel; dennoch gibt die Tatsache, daß die Schichtzuordnung der Schüler durch die Lehrer erfolgte, zu einigen Bedenken Anlaß. So scheint vor allem fraglich, ob die Lehrer jeweils über genügend Zusatzinformationen verfügten, um aus der Berufsbezeichnung korrekt auf den Sozialstatus gemäß dem zugrunde liegenden Schichtmodell schließen zu können. Es kommt hinzu, daß gerade den Angaben der Schüler zum Beruf des Vaters eine gewisse Skepsis entgegengebracht werden muß¹⁾.

- (2) Der zweite Grund ist wesentlicher. "Schichten sind für bestimmte Zwecke der Beschreibung und Analyse erschlossene Gebilde"²⁾. Es fragt sich deshalb, ob ein Schichtmodell, das auf Sozialstatus und Sozialprestige abhebt, geeignet ist, soziale Differenzierungen im Bildungsverhalten zu erfassen³⁾. In dieser Hinsicht hat das von Schorb und Schmidbauer verwendete Schichtmodell eine erhebliche Schwäche. Es verdeckt durch Aufspaltung der Gruppe der Arbeiter und Landwirte in Untergruppen und durch Zuordnung dieser Untergruppen zu verschiedenen sozialen Schichten die Tatsache, daß diese beiden Gruppen insgesamt und nach Teilgruppen betrachtet jeweils mit Abstand niedrigere Übertrittsquoten zu verzeichnen haben als die anderen Erwerbsgruppen. Anhand zweier Beispiele für die Übertrittsquoten an Gymnasien sei dies illustriert. Die Gruppe der Facharbeiter als Gruppe mit dem höchsten Sozialstatus unter den Arbeitern wird mit einer Übertrittsquote von 15,9% der unteren Mittelschicht zugerechnet; in dieser Schicht rangieren auch die sog. qualifizierten Angestellten mit einer Übertrittsquote von 45,3%. Die Inhaber landwirtschaftlicher

1) Vgl. hierzu R. Baur, A. Jaeger, W. Schönfelder: Zur Genauigkeit der Angaben über die soziale Herkunft der Schüler. In: H.L.Freytag, C.C. von Weizsäcker (Hrsg.): Diskussionsbeiträge der Arbeitsgruppe für empirische Bildungsforschung, Heft 2, Heidelberg, März 1970 (hektographiert).

2) R. Dahrendorf: Die angewandte Aufklärung, Frankfurt a.M. und Hamburg, 1968, S.48.

3) Einen alternativen Ansatz stellen spezifische Bildungs-schichtenmodelle dar. Vgl. R. Baur: Elternhaus und Bildungschancen (= H.L. Freytag, C.C. von Weizsäcker (Hrsg.), Schriftenreihe der Arbeitsgruppe für Bildungsforschung, Bd.4) Weinheim und Basel, 1970, S.30ff.

Großbetriebe zählen mit einer Übertrittsquote von 19,0% zur oberen Mittelschicht; in diese Schicht werden auch die Beamten des Höheren Dienstes eingeordnet, für die sich eine Übertrittsquote von 90,0% errechnet. Damit stellt sich das zweifelhafte Resultat ein, daß die Differenzen im Übertrittsverhalten der Kinder von Gruppen ein und derselben Schicht teilweise erheblich größer sind als die Differenzen innerhalb von Gruppen, die nur nach der beruflichen Stellung klassifiziert sind.

Daher wurde auf eine sozialschichtspezifische Ordnung des Materials verzichtet und stattdessen lediglich eine Klassifikation nach der beruflichen Stellung des Vaters vorgenommen, wobei die selbständigen Landwirte als eigene Gruppe erfaßt wurden. Im Unterschied zur Berufsbezeichnung können die Angaben zur beruflichen Stellung i. a. als zuverlässig angesehen werden.

Dieses Verfahren hat den Vorteil, daß Arbeiter und Landwirte als Gruppen mit der schwächsten Bildungsmotivation getrennt untersucht werden können. Dem steht der Nachteil gegenüber, daß der insbesondere bei den Selbständigen (ohne Landwirte) hohe Differenzierungsgrad im Bildungsverhalten verdeckt bleibt. Störend wirkt sich dies deshalb aus, weil mit zunehmender Gemeindegröße innerhalb der Angestellten, Selbständigen und Beamten Verschiebungen zugunsten der Mittel- und Oberschicht zu erwarten sind; somit stellt sich das oben beschriebene Problem der Identifikation der Einflüsse auf die Übertrittsquoten erneut. Dieses Problem konnte teilweise dadurch gelöst werden, daß das Untersuchungsmaterial nach der Gemeindegröße gruppiert wurde.

Die Übertrittsquoten für die Kinder aus den Familien der einzelnen Erwerbsgruppen, die aus dem Untersuchungsmaterial errechnet wurden, sind in Tabelle 16 ausgewiesen. Die Ergebnisse lassen die hinreichend bekannten Differenzierungen in der Bildungsbeteiligung erkennen. Interessant ist, daß bei den Kindern von Landwirten im Unterschied zu den anderen Gruppen die Mädchen eine höhere Bildungsbeteiligung aufwei-

Tab. 18: Übertrittsquoten an Gymnasien und Realschulen
zum Schuljahr 1970/71 nach Geschlecht und
beruflicher Stellung des Vaters (in %)

Berufliche Stellung des Vaters	Gymnasien		Realschulen	
	Knaben	Mädchen	Knaben	Mädchen
Arbeiter	14,1	9,8	30,0	28,8
Angestellte	50,6	40,1	55,3	55,6
Beamte	62,3	45,8	54,5	60,2
Selbständige	45,0	39,1	52,5	53,8
Landwirte	8,7	9,8	19,1	25,8
zusammen	27,7	21,5	34,3	36,5

sen als die Jungen. Dies mag im wesentlichen damit zusammenhängen, daß den Schülereltern dieser Gruppe als berufliche Perspektive für die Söhne vor allem die Übernahme des Hofes vorschwebt und demgemäß eine weiterführende Schulausbildung für unnötig erachtet wird.

Als Notation der Übergangsquoten in den Regressionsanalysen wird ein vierstelliger Buchstabenschlüssel verwendet. Der erste Buchstabe bezeichnet den Schultyp, auf den sich die Übergangsquote bezieht:

G = Gymnasium,
R = Realschule.

Der zweite Buchstabe bezeichnet das Geschlecht der Schüler:

M = männlich,
W = weiblich.

Die beiden letzten Buchstaben indizieren die berufliche Stellung des Vaters:

AR = Arbeiter,
AN = Angestellter,
BE = Beamter,
SE = Selbständiger,
LA = Landwirt.

Damit ist z.B. "GMAR" die Übertrittsquote an Gymnasien für die männlichen Schüler aus Arbeiterfamilien.

2.4. Die Entfernung zu den Schulorten

In den Regressionsanalysen wird die räumliche Distanz zwischen den Wohnorten und den Standorten der Gymnasien und Realschulen durch die Entfernung in Straßenkilometern gemessen. Dabei werden als Variablenbezeichnungen verwendet:

DG = Entfernung zum nächstgelegenen Gymnasium,

DR = Entfernung zur nächstgelegenen Realschule.

Ist eine Schule am Wohnort vorhanden, so wird die Entfernung mit 2 km angesetzt. Die Regressionstests konnten nur linear spezifiziert erfolgen, da die Übertrittsquoten häufig den Wert Null annehmen.

Diese Art der Entfernungsmessung ist bei kleinräumigen Mobilitätsprozessen sicher mit ganz erheblichen Mängeln behaftet, da vor allem die Qualität des Verkehrsanschlusses völlig außer Betracht bleibt. Daher wurde alternativ ein Untersuchungsverfahren gewählt, in dem die Wohngemeinden der Schüler nach dem vermutlichen Zeitaufwand (unter Berücksichtigung der Wartezeiten) für den Schulweg klassifiziert wurden. Da hierüber keine genaueren Unterlagen zur Verfügung standen, mußte die Einteilung der Gemeinden auf ein grobes Gruppierungsschema beschränkt bleiben. Die folgenden vier Gruppen wurden gebildet:

- (1) Gemeinden, die Standorte der weiterführenden Schulen sind. Schüler, die in diesen Gemeinden wohnen, haben die vergleichsweise besten Schulwegbedingungen. Bei einer Gemeindegröße von maximal 6.000 Einwohnern¹⁾ kann davon ausgegangen werden, daß für die überwiegende Zahl der Schüler die Schule mit geringem Zeitaufwand zu Fuß erreichbar ist. Überdies können Wartezeiten, die häufig anfallen, wenn öffentliche Verkehrsmittel benützt werden

¹⁾ Auf diese Gemeindegröße als Obergrenze wurde die Analyse nach einigen Testrechnungen zum Zusammenhang von Gemeindegröße, Entfernung zum Schulort und Höhe der Übertrittsquoten beschränkt.

müssen, vermieden werden¹⁾.

- (2) Gemeinden, die über gute Verkehrsverbindungen zu einem Schulort verfügen. Als gut wird ein Verkehrsanschluß definiert, bei dem die reine Fahrzeit mit öffentlichen Verkehrsmitteln zwischen Wohnort und Schulort nicht mehr als 25 Minuten beträgt und bei dem sowohl am Morgen wie über die Mittagszeit mehrere Verkehrsverbindungen bestehen. Daher kann in diesen Fällen davon ausgegangen werden, daß nicht nur die Fahrzeiten, sondern auch die Wartezeiten relativ gering sind. Als einschneidend erweist sich hierbei vor allem das Erfordernis einer guten Verkehrsverbindung über die Mittagszeit, da die Fahrpläne der öffentlichen Verkehrsmittel in ländlichen Gegenden vor allem auf den Berufspendelverkehr zugeschnitten sind.
- (3) Gemeinden mit schlechten Verkehrsverbindungen zu einem Schulort. Als schlecht wird ein Verkehrsanschluß dann bezeichnet, wenn
- die Gemeinde nicht an das öffentliche Verkehrsnetz angeschlossen ist, was nur für wenige Probanden des Untersuchungsmaterials zutrifft;
 - die reine Fahrzeit zwischen Wohnort und Schulort mindestens 50 Minuten beträgt;
 - die Verkehrsanschlüsse so gestaltet sind, daß ein Eintreffen am Schulort spätestens um 7 Uhr erforderlich ist, um einen mit 8 Uhr angesetzten Schulbeginn nicht zu versäumen, oder daß ein Eintreffen am Heimatort nicht vor 14.15 Uhr möglich ist, wenn als Schulende 13 Uhr angenommen wird.
- (4) Alle übrigen Gemeinden werden als Gemeinden mit mittlerer Güte des Verkehrsanschlusses eingestuft.

¹⁾ Die Schüler empfinden Wartezeiten als lästiger als Fahrzeiten. Auch die Schülereltern tendieren zu einer sehr kritischen Einschätzung der Wartezeiten, wobei das Argument einer fehlenden Beaufsichtigung der Schüler eine wichtige Rolle zu spielen scheint. Vgl. K. Weber. Schulwegbedingungen und Schülertransport. Ergebnisse einer sozialpsychologischen Untersuchung im Raum Dassel als Grundlage für die Schülertransportplanung (= Manuskriptdruck der Arbeitsgruppe Standortforschung, Bd. 59) Hannover 1973, S.58ff.

Die Trennschärfe der einzelnen Kriterien für die Zuordnung der Gemeinden zu den vier Gruppen ist relativ groß; es ergeben sich kaum Grenzfälle. Zugrunde gelegt wurden bei der Klassifikation die Fahrpläne der öffentlichen Verkehrsmittel (Zug- und Busverkehr) im Winterhalbjahr 1970/71. Nicht berücksichtigt werden konnten spezielle Schulbuslinien, da hierüber keine Unterlagen verfügbar sind¹⁾. Dies ist ein nicht unerhebliches Unsicherheitsmoment, da im Schuljahr 1970/71 immerhin 14,5% der Gymnasiasten, die nicht in der Gemeinde des Schulsitzes wohnten und täglich zur Schule einpendelten, Schulbuslinien benutzten²⁾. Allerdings muß auch die Möglichkeit der Benützung von Schulbussen keineswegs gleichbedeutend mit einer guten Verkehrsanbindung an die Schule sein.

Eine Auswertung der Gemeindegruppen nach den jeweiligen Entfernungswerten bestätigte die Vermutung, daß die Straßenkilometer für die Messung des Aufwands, der mit dem Erreichen der Schule verbunden ist, ein sehr unscharfes Maß sind. So finden sich in der Gruppe der Gemeinden mit guten Verkehrsanschlüssen Gemeinden mit Distanzen zwischen 4 und 15 km; in der Gruppe der Gemeinden mit schlechten Verkehrsverbindungen zum Schulort beträgt die Schwankungsbreite - sieht man von einem Probanden mit 38 km ab - zwischen 4 und 20 km.

2.5. Substitutionsprozesse und Distanzempfindlichkeit des Besuchs weiterführender Schulen

In zahlreichen Fällen entscheiden sich Eltern bei der Wahl einer weiterführenden Schule für ihre Kinder zugunsten des

¹⁾ Zu einer ersten Bestandsaufnahme über den Ausbaustand des Schülertransportwesens für weiterführende Schulen vgl. R. Ritter, A. Schorb: Schülerbeförderung in Bayern. Eine Untersuchung im Schuljahr 1973/74 über den Umfang des Schülertransports nach dem Gesetz über die Kostenfreiheit des Schulwegs, München, April 1975 (hektographiert).

²⁾ Vgl. Bayerisches Statistisches Landesamt. Pendelwanderung in Bayern. Ergebnisse der Volkszählung am 27. Mai 1970. Teil 2 - Strukturdaten. München 1973, Tab. 15, S.78ff.

besser erreichbaren Schultyps. Ist das Standortnetz von Gymnasien und Realschulen nicht deckungsgleich, kann daher bei isolierter Betrachtung der Übertrittsquoten auf die einzelnen Schultypen ohne Berücksichtigung des unterschiedlichen Standortnetzes eine Distanzempfindlichkeit der Übertrittsquoten auftreten, die möglicherweise nur durch die Substitutionsprozesse bei der Wahl des Schultyps verursacht ist¹⁾.

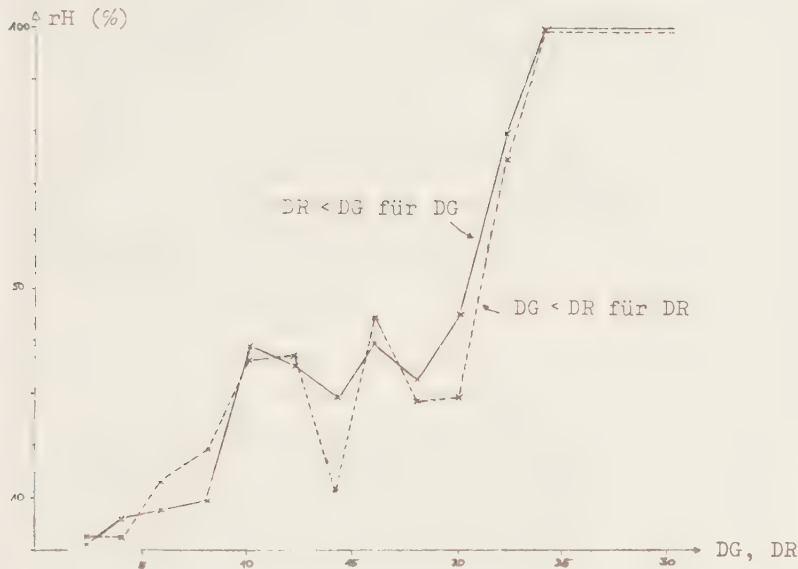
Auch das Standortnetz der weiterführenden Schulen Bayerns zeichnet sich dadurch aus, daß sowohl Standorte von Gymnasien ohne Realschulen wie auch Standorte von Realschulen ohne Gymnasien vorhanden sind. Zu Beginn des Schuljahrs 1970/71 gab es in Bayern 349 Gymnasien an 203 Schulorten; an 72 dieser 203 Schulorte war eine Realschule nicht vorhanden. Zum gleichen Zeitpunkt gab es 287 Realschulen; an 86 der 217 Realschulstandorte war ein Gymnasium nicht vorhanden. Damit gab es zum Untersuchungszeitpunkt 289 Standorte mit weiterführenden Schulen, von denen nur 131 sowohl über ein Gymnasium wie über eine Realschule verfügten²⁾. Nach Geschlechtern betrachtet ergeben sich dabei gewisse Unterschiede, da die Realschulen zu einem Teil entweder nur Knaben oder nur Mädchen offen stehen.

Die räumliche Verteilung der Gymnasien und Realschulen für das gesamte vorliegende Untersuchungsmaterial sei für die Schülerinnen anhand der folgenden Abbildung illustriert. Auf der Abszisse ist die Entfernung zu den nächstgelegenen Standorten der beiden Schultypen (DG, DR) abgetragen. Auf der Ordinate wird die relative Häufigkeit der Fälle verzeichnet, in denen der jeweils alternative Schultyp näher liegt als der betrachtete Schultyp. Die Abbildung veranschaulicht, daß mit wachsender Entfernung zu einem Gymnasium die Wahrscheinlichkeit dafür zunimmt, daß eine Realschule als "intervening opportunity" auftritt; das gleiche gilt auch

¹⁾Vgl. 1. Kapitel, Abschn. 4.2., S.36ff.

²⁾Vgl. Bayerisches Statistisches Landesamt. Statistische Berichte. Reihe B I 1 - j. Gymnasien - Schuljahr 1970/71, Realschulen - Schuljahr 1970/71.

Abb. 11:



für Realschulen. So liegt z.B. im Entfernungsintervall von 15 bis 20 km bis zur nächsten Realschule in 40% aller Fälle ein Gymnasium näher an der betrachteten Gemeinde. Bei einer Entfernung von 10 bis 15 km zum nächsten Gymnasium ist schon in gut einem Drittel aller Fälle die Entfernung zwischen Wohnort und nächstgelegener Realschule geringer.

Dieser hohe Differenzierungsgrad des Standortnetzes von Realschulen und Gymnasien mußte bei der Untersuchung der Frage, ob der Besuch weiterführender Schulen entfernungselastisch ist, berücksichtigt werden. Zu einer analytischen Trennung von Substitutionseffekt und Distanzemempfindlichkeit des Schulbesuchs bot sich eine entsprechende Gruppierung des Datenmaterials an.

In die Untersuchung der Frage, in welchem Ausmaß die Wahl einer weiterführenden Schule durch das Schulangebot beeinflusst wird, wurden lediglich die Übertrittsquoten der Volks-

schüler solcher Gemeinden einbezogen, die Standorte eines Gymnasiums und/oder einer Realschule sind. Dabei wurden zur Vermeidung von Verzerrungen durch zeitliche Veränderungen des Standortnetzes Schulorte mit Gymnasien und Realschule nicht berücksichtigt, wenn sich seit dem Schuljahr 1966/67 Veränderungen in der Schulausstattung ergeben hatten. Ausgeklammert wurden zudem Städte mit mehr als 20.000 Einwohnern. Dies geschah lediglich deshalb, weil auch Schorb und Schmidbauer diese Restriktion bei der Probandenauswahl vorgenommen hatten und ein Vergleich mit den Ergebnissen dieser Studie erfolgen sollte.

Die erfaßten Gemeinden werden je nach Schulausstattung in drei Gruppen von Standorten zusammengefaßt:

- Standorttyp GR = Gemeinden, an denen Gymnasium und Realschulen vorhanden sind,
- Standorttyp G = Gemeinden, an denen nur ein Gymnasium vorhanden ist, sowie
- Standorttyp R = Gemeinden, an denen nur eine Realschule vorhanden ist.

Der Umfang des Datenmaterials zur Analyse des Substitutionseffekts ist in Tabelle 19 verzeichnet.

Tab. 19: Analyse der Schulwahl - Anzahl der Gemeinden und Schüler

	Anzahl d. Gem.	Anzahl der Schüler			
		4.Kl.	5.Kl.	6.Kl.	7.Kl.
Knaben					
Standorttyp GR	34	2278	1915	1589	1100
Standorttyp G	25	1431	1286	982	1065
Standorttyp R	23	1103	1069	921	774
Mädchen					
Standorttyp GR	34	2533	2098	2158	1377
Standorttyp G	18	785	832	772	725
Standorttyp R	26	1140	1120	1182	831

Bei den Gemeinden mit Realschulen schwankt die Entfernung zum jeweils nächstgelegenen Gymnasium für Mädchen zwischen

2 und 30 km, für Knaben zwischen 2 und 23 km. Bei den Gemeinden nur mit Gymnasien schwankt die Entfernung zur nächstgelegenen Realschule für Mädchen zwischen 3 und 21 km, für Knaben zwischen 3 und 26 km.

In die Analyse der Frage, in welchem Ausmaß die Höhe der Übertrittsquoten der Volksschüler auf die weiterführenden Schulen von der Länge des Schulwegs abhängig sind, wurden nur die Übertrittsquoten der Volksschüler solcher Gemeinden einbezogen, für die die Standorte der nächsterreichbaren Schulen beider Schultypen identisch sind. Durch diese Auswahl ist ausgeschlossen, daß ein Gymnasium gegenüber einer Realschule oder eine Realschule gegenüber einem Gymnasium als "intervening opportunity" auftritt. Außerdem wurden aus der Probandenauswahl alle jene Orte eliminiert, in denen der weitere Besuch der Hauptschule nicht möglich war¹⁾. Erfordert auch der Verbleib auf der Volksschule einen längeren Schulweg, mögen die Schülereltern eher geneigt sein, auch einen längeren Weg zu einer weiterführenden Schule in Kauf zu nehmen.

Regressionsanalysen mit der Gesamtmenge dieser Probanden zeigten einen hohen Einfluß der Gemeindegröße auf die Übertrittsquoten nicht nur der Schüler insgesamt, sondern auch getrennt nach der beruflichen Stellung des Vaters. Dieser Effekt ist mit Sicherheit darauf zurückzuführen, daß der Anteil der Mittel- und Oberschicht in den einzelnen Berufsgruppen mit wachsender Gemeindegröße in der Regel zunimmt. Da gleichzeitig eine hohe negative Korrelation zwischen Entfernung zum Schulort und Gemeindegröße bestand, mußte damit gerechnet werden, daß positive Testergebnisse für die Distanzempfindlichkeit des Schulbesuchs lediglich über die mit der Gemeindegröße verknüpften sozialstrukturellen Verschiebungen innerhalb der Berufsgruppen vermittelt sind. Daher wurde in einer Reihe von Testrechnungen die Gemeindegröße der jeweils einbezogenen Probanden schrittweise gesenkt, um diese Interkorrelation so weit wie möglich zu

¹⁾ Es handelt sich hierbei nur um ganz wenige Orte. Die Zentralisierung der Hauptschulen war zum damaligen Zeitpunkt noch nicht sehr weit fortgeschritten.

reduzieren. Aufgrund der Untersuchungsergebnisse wurde eine Obergrenze von 6.000 Einwohnern festgelegt¹⁾.

Das untersuchte Datenmaterial hat folgenden Umfang:

Tab.:20: Analyse der Distanzempfindlichkeit - Anzahl der Gemeinden und Schüler

	Knaben	Mädchen
4. Klasse	2962	2670
5. Klasse	2653	2458
6. Klasse	2513	2417
7. Klasse	2248	1963
Anzahl der Gemeinden	89	86

Die Zahl der Beobachtungswerte in den Regressionsanalysen erreicht allerdings nicht die Zahl der in die Untersuchung einbezogenen Gemeinden, da insbesondere an kleineren Orten häufig Schüler vor allem von Beamten- und Angestelltenfamilien überhaupt nicht oder nur in einer der beiden Übergangsklassen vorhanden sind. Die Anzahl der Probanden schwankt in den einzelnen Regressionen zwischen 44 und 87.

Für jeweils neun der einbezogenen Gemeinden gilt, daß sie selbst Standort eines Gymnasiums und einer Realschule sind. Bei den übrigen Gemeinden schwankt die Entfernung zum nächstgelegenen Schulort zwischen 4 und 38 km. Sieht man von dem einen Probanden mit einer Entfernung von 38 km ab, so beträgt die maximale Distanz zu einem Ort mit weiterführenden Schulen 20 km.

¹⁾ Für die Gruppe der Selbständigen ist auch dieser Grenzwert noch zu hoch angesetzt. Unter Berücksichtigung dieser Erwerbsgruppe hätte indessen die maximale Gemeindegröße so weit reduziert werden müssen (bzw. alternativ das Material nach sehr eng abgesteckten Gemeindegrößenklassen untersucht werden müssen), daß die statistische Basis zu schmal geworden wäre. Alle Ergebnisse für diese sehr heterogene Erwerbsgruppe sind daher mit großem Vorbehalt zu betrachten.

An einigen Stellen des Ergebnisteils werden Vergleiche zwischen den beiden beschriebenen Materialgruppen angestellt. Um umständliche Umschreibungen zu vermeiden, werden dabei die Probanden, die in die Untersuchung der Distanzempfindlichkeit eingingen, als Testgruppe D bezeichnet. Das Material, das zur Untersuchung der Substitutionsprozesse bei der Schulwahl verwendet wurde, wird als Testgruppe S bezeichnet.

2.6. Die zeitliche Verteilung der Übertritte auf weiterführende Schulen

Zusätzlich zu der Untersuchung der Distanzempfindlichkeit des Schulbesuchs und der Substitutionsprozesse bei der Schulwahl wurde analysiert, ob sich aus der zeitlichen Verteilung der Übertritte an Gymnasien und Realschulen Anhaltspunkte für räumliche Einflüsse auf die Wahl des Übertrittszeitpunkts ergeben. Plausibel erscheint dabei die Hypothese, daß bei schwierigen Schulwegbedingungen eine Tendenz zur Verschiebung des Übertrittszeitpunkts besteht. Ist mit dem Schulweg eine hohe physische und zeitliche Belastung verbunden, wird ein Teil der Schülereltern diese Belastung den Kindern eher erst in einem etwas fortgeschrittenen Alter zumuten wollen.

Methodisch ist eine solche Untersuchung anhand der Ergebnisse der Ausbildungsentscheidungen allerdings nicht unproblematisch. So wäre etwa in Hinblick auf den Besuch der Gymnasien auch daran zu denken, daß in den Fällen, in denen ein Übertritt nach der 4. Grundschulklasse geplant war, aber nicht realisiert wurde - etwa weil das Kind in dem zum Untersuchungszeitpunkt noch üblichen dreitägigen Probeunterricht scheiterte -, sich bei schlechten Schulwegbedingungen der "Resignationseffekt" verstärkt. Zudem mag die Möglichkeit, zu einem späteren Zeitpunkt noch auf eine weiterführende Schule wechseln zu können, vor allem bei Schichten mit einer schwachen Bildungsaspiration in einem gewissen Maß zu Entscheidungsverzögerungen führen. Ist dann aber ein Schul-

jahr gleichsam ungenutzt verstrichen, so könnten schlechte Schulwegbedingungen bei ohnehin labiler Bildungsmotivation die Neigung zu einem Verzicht auf weiterführende Schulbildung verstärken. Solche Tendenzen würden sich aber in gegenläufiger Richtung auf die zeitliche Verteilung der Übertritte auswirken.

Das methodische Problem ist offensichtlich: alle genannten Hypothesen mögen empirisch gehaltvoll sein, aber anhand der Resultate der Entscheidungsprozesse, nämlich der tatsächlichen zeitlichen Verteilung der Übertritte, nicht ablesbar sein, weil sich die Effekte gegenseitig neutralisieren. Zumindest aber ist einzukalkulieren, daß auch beim Überwiegen eines Einflusses dessen volle quantitative Bedeutung verdeckt bleibt.

3. Ergebnisse zur Distanzempfindlichkeit des Schulbesuchs

3.1. Ergebnisse der Regressionsanalysen

In den Regressionsanalysen für den vollen Probandensatz der Testgruppe D - also ohne Beschränkung der Gemeindegröße - ergaben sich durchweg recht gute statistische Resultate für den Einfluß der Entfernungsvariablen DG und DR. Zusätzliche Tests führten allerdings zu dem schon angesprochenen Problem, daß gleichzeitig in der Regel eine hohe negative Korrelation zwischen Gemeindegröße und Entfernung einerseits und eine hohe positive Korrelation zwischen Gemeindegröße und Übertrittsquoten andererseits bestand¹⁾. Damit konnte nicht ausgeschlossen werden, daß die Distanzempfindlichkeit lediglich ein Effekt sozialstruktureller Verschiebungen war. Eine zusätzliche Bekräftigung dieser Vermutung resultierte aus der Tatsache, daß für die Gruppe der Landwirte keine statistisch signifikanten Ergebnisse zu verzeichnen waren.

¹⁾ Probeweise wurden auch multiple Regressionen mit der Distanzvariablen und der Gemeindegröße als unabhängigen Variablen gerechnet. Ergebnis dieser Versuche war in der Regel, daß die Irrtumswahrscheinlichkeiten für beide erklärende Variablen gegenüber den Einfachregressionen erheblich anstiegen.

Bei schrittweiser Reduktion der Gemeindegröße fielen zunächst die Ergebnisse für die Erwerbsgruppe der Arbeiter, dann die der Angestellten und Beamten aus dem Bereich eines signifikanten Einflusses der Entfernungvariablen heraus¹⁾. Bei einer Obergrenze von 6.000 Einwohnern ergab sich schließlich zu einem Teil auch für die Übertrittsquoten der Kinder Selbständiger kein statistisch signifikanter Einfluß der Entfernungvariablen mehr. Repräsentativ für alle Regressionsergebnisse seien die Gleichungen für die Übertrittsquoten der männlichen Schüler an die Gymnasien dokumentiert:

$$\begin{array}{lll}
 (1) \text{ GMAR} = 12.8303 - 0.1105 \text{ DG} & r^2 = 0.0058 \\
 \quad (1.8330) \quad (0.1576) & \\
 \quad 0.0 \quad 0.4853 & (n = 87) \\
 \\
 (2) \text{ GMAN} = 46.3225 - 0.5675 \text{ DG} & r^2 = 0.0173 \\
 \quad (6.2210) \quad (0.5384) & \\
 \quad 0.0 \quad 0.2959 & (n = 65) \\
 \\
 (3) \text{ GMBE} = 36.1334 - 0.9494 \text{ DG} & r^2 = 0.0326 \\
 \quad (8.7263) \quad (0.7987) & \\
 \quad 0.0002 \quad 0.2412 & (n = 44) \\
 \\
 (4) \text{ GMSE} = 32.5114 - 0.2328 \text{ DG} & r^2 = 0.0036 \\
 \quad (5.5124) \quad (0.4749) & \\
 \quad 0.0 \quad 0.6255 & (n = 73) \\
 \\
 (5) \text{ GMLA} = 6.1802 + 0.1220 \text{ DG} & r^2 = 0.0049 \\
 \quad (2.4030) \quad (0.2015) & \\
 \quad 0.0121 \quad 0.5467 & (n = 76)
 \end{array}$$

In qualitativ gleicher Weise fallen auch die Ergebnisse für die Übertrittsquoten der Mädchen an Gymnasien sowie die Ergebnisse der Übertrittsquoten an Realschulen für Mädchen und Knaben aus; eine Ausnahme bildet lediglich das Resultat für RMSE. Dabei liegen auch bei dieser Probandenauswahl noch deutliche negative Korrelationen zwischen Entfernung und Gemeindegröße vor (durchschnittliche Werte der Korrelationskoeffizienten = - 0.25). Offensichtlich ergeben sich aber in dieser Gemeindegrößenklasse keine Verschiebungen innerhalb der einzelnen Erwerbsgruppen mehr, die - über die Gemeindegröße vermittelt - zu einem signifikanten Einfluß der Distanzvariablen führen.

¹⁾ Als Akzeptanzniveau ist eine Irrtumswahrscheinlichkeit von $\leq 10\%$ zugrunde gelegt.

Für die Gesamtheit der Schülerpopulation ergibt sich dagegen auch in dieser Gemeindegrößenklasse noch ein signifikanter Einfluß von DG:

$$(6) \quad GM^{\text{insg.}} = 22.6395 - 0.3084 \text{ DG} \quad r^2 = 0.0381$$

$$\quad \quad \quad (1.9452) \quad (0.1673)$$

$$\quad \quad \quad 0.0 \quad 0.0686 \quad (n = 89)$$

Dies erklärt sich selbstverständlich daraus, daß auch unterhalb der Obergrenze von 6.000 Einwohnern mit sinkender Gemeindegröße der Anteil der Bevölkerungsgruppe mit der niedrigsten Bildungsbeteiligung, also der Anteil der Landwirtschaftsbevölkerung, an der Wohnbevölkerung insgesamt noch weiter zunimmt.

Es ist schon darauf verwiesen worden, daß für kleinräumige Mobilitätsprozesse Distanzmessungen mit Hilfe der Straßenkilometerentfernung erhebliche Mängel aufweisen. So können diese negativen Befunde auch nicht als Beleg dafür gewertet werden, daß der mit dem Schulweg verbundene Aufwand an Zeit und Mühe keine negativen Folgen für die Bildungsbeteiligung hat. Daß dieser Faktor tatsächlich eine Rolle spielt, zeigen die folgenden Ergebnisse für die nach den Verkehrsbedingungen gruppierten Gemeinden.

3.2. Ergebnisse für das nach Verkehrsbedingungen gruppierte Datenmaterial

Die Resultate der Auswertung nach den vier Gemeindegruppen¹⁾ sind in der folgenden Tabelle zusammengefaßt worden. Es ergibt sich durchweg, daß eine Verschlechterung der Verkehrsverbindungen zum Schulort von einem Rückgang der Übertrittsquoten begleitet wird.

¹⁾ Die Verteilung der Gemeinden auf die einzelnen Gruppen stellt sich wie folgt dar:

	Schule am Ort	gute Verkehrsanbindung	mittlere	schlechte
Knaben	9	16	42	22
Mädchen	9	17	40	20

Tab. 21: Übertrittsquoten zum Schuljahr 1970/71 an Gymnasien und Realschulen nach Verkehrsbedingungen zwischen Wohngemeinde und Schulort (in %)

Berufliche Stellung des Vaters	(1) Schule am Ort	(2) gute	(3) mittlere	(4) schlechte	(5) Veränd. (4) geg. (1) in %
(1) Knaben					
Übertritte an Gymnasien					
Arbeiter	12,3	12,5	11,6	9,3	- 23,9
Angestellte	40,6	48,1	38,5	42,1	+ 3,9
Beamte	58,6	69,1	42,2	38,2	- 34,9
Selbständige	53,4	41,3	28,5	36,5	- 31,6
Landwirte	14,4	2,9	8,8	10,2	- 29,0
Übertritte an Realschulen					
Arbeiter	38,9	25,2	24,4	26,1	- 32,7
Angestellte	58,7	51,8	53,1	36,8	- 37,8
Beamte	57,7	60,0	44,2	49,0	- 15,2
Selbständige	57,2	46,2	46,7	41,9	- 26,9
Landwirte	23,7	24,5	18,2	19,8	- 16,8
(2) Mädchen					
Übertritte an Gymnasien					
Arbeiter	8,1	9,5	10,5	8,0	- 0,3
Angestellte	31,0	53,1	38,5	25,2	- 18,9
Beamte	42,6	57,5	40,2	60,7	+ 42,5
Selbständige	45,6	29,8	18,4	20,3	- 55,3
Landwirte	12,9	6,9	8,9	7,6	- 40,9
Übertritte an Realschulen					
Arbeiter	30,9	28,8	25,2	19,6	- 36,7
Angestellte	59,4	65,6	57,6	39,6	- 33,4
Beamte	65,5	30,9	43,2	25,0	- 61,8
Selbständige	72,9	46,6	43,2	34,9	- 52,2
Landwirte	28,5	23,6	15,9	22,5	- 21,1

Obwohl sich nicht jeder einzelne Prozentwert konsistent in die Hypothese einer Distanzempfindlichkeit des Schulbesuchs einfügt, zeigen sich insgesamt doch deutliche Tendenzen in der Richtung, daß die Höhe der Übertrittsquoten auch bei Eliminierung von Substitutionseffekten wesentlich durch die

Schulwegbedigungen mitbestimmt wird.

Vergleicht man die Ergebnisse für die beiden Geschlechter miteinander, so zeigt sich erwartungsgemäß, daß im Durchschnitt die Distanzempfindlichkeit der Übertrittsquoten für die Mädchen etwa höher ist als die der Jungen. Die ohnehin geringere Neigung der Schülereltern zur Finanzierung einer Ausbildung für ihre Töchter erfährt durch ungünstige Schulwegbedingungen offensichtlich eine - wenn auch nur geringfügige - Verschärfung. Auffällig ist bei den Kindern aus Arbeiterfamilien, daß die Übertrittsquoten an Realschulen deutlich distanzempfindlicher sind als die Übertrittsquoten an Gymnasien; der Verlauf von GWA R läßt eine Abhängigkeit der Quoten von der Erreichbarkeit der Schule überhaupt nicht erkennen.

Legt man für die Schüler der 4. Klasse des Schuljahrs 1969/70 auch hinsichtlich des Realschulbesuchs die Annahme eines konstanten Übergangsverhaltens zugrunde, dann läßt sich in der schon beschriebenen Weise das potentielle Volumen der auf die weiterführenden Schulen insgesamt überwechselnden Schüler dieser Klasse errechnen. In diesem Hochrechnungsverfahren für die räumliche Verteilung der Übertritte ergibt sich ein deutlich geschlosseneres Bild des Einflusses des Transportwiderstands auf den Schulbesuch als in der Einzelbetrachtung der Schultypen. Man kann dies - mit der gebotenen Vorsicht - so interpretieren, daß durch die Gesamtbetrachtung des Besuchs weiterführender Schulen Zufallsschwankungen in der jeweiligen Verteilung der überwechselnden Schüler auf die beiden Schularten eliminiert werden. Die Ergebnisse sind in Tabelle 22 wiedergegeben. Zusätzlich wird jeweils der Anteil der auf das Gymnasium überwechselnden Schüler an der prognostizierten Anzahl der die weiterführenden Schulen insgesamt besuchenden Schüler der 4. Klasse des Schuljahrs 1969/70 ausgewiesen.

Gegenüber der Darstellung in Tabelle 21 zeigt sich nun bei zusammenfassender Betrachtung zunächst deutlicher, daß ein Absinken der Übertrittshäufigkeit in der Regel schon zwischen den Gemeinden mit Schulen am Ort und den Gemeinden mit guter

Tab. 22: Übertritte der Schüler der 4. Grundschulklasse
des Schuljahrs 1969/70 an weiterführende Schulen
insgesamt nach Schulwegbedingungen

Berufliche Stellung des Vaters	(1) Schule am Ort	(2) gute Verkehrs- anbindung	(3) schlechte Verkehrs- anbindung	(4) Veränderung (3) geg. (1) in %
Von 100 männlichen Schülern der 4. Klasse gehen auf wei- terführende Schulen				
Arbeiter	46	35	33	- 28,5
Angestellte	76	75	63	- 17,1
Beamte	83	88	69	- 16,9
Selbständige	80	68	63	- 21,3
Landwirte	35	27	28	- 20,0
davon an Gymnasien (in %)				
Arbeiter	26,5	36,1	28,2	
Angestellte	53,8	64,1	66,4	
Beamte	71,0	78,8	55,8	
Selbständige	66,7	60,4	37,9	
Landwirte	41,5	10,9	36,6	
Von 100 weiblichen Schülern der 4. Klasse gehen auf wei- terführende Schulen				
Arbeiter	37	36	26	- 29,7
Angestellte	72	84	55	- 23,6
Beamte	80	71	70	- 12,5
Selbständige	85	63	48	- 43,5
Landwirte	38	29	28	- 26,5
davon an Gymnasien (in %)				
Arbeiter	22,2	26,7	30,7	
Angestellte	43,1	63,3	46,0	
Beamte	53,1	81,5	86,1	
Selbständige	53,3	47,7	42,2	
Landwirte	46,6	23,9	26,8	

guter Verkehrsverbindung zu den Schulorten eintritt. Nach Berufsgruppen betrachtet ergibt sich für die Übertrittsquoten der Kinder aus Beamtenfamilien die geringste Distanzempfindlichkeit des Besuchs weiterführender Schulen. Eine im Durchschnitt beider Geschlechter etwa doppelt so hohe Distanzempfindlichkeit weisen die Übertrittsquoten für die Kinder aus Arbeiterfamilien aus. Wenn auch finanzielle Momente

nicht vernachlässigt werden sollten¹⁾, deutet dies doch darauf hin, daß das sozialgruppenspezifische Ausmaß räumlicher Bildungsbarrieren auch eine Funktion der Bildungsmotivation ist.

Die Unterschiede der Anteilswerte der Übertritte auf die Gymnasien an den Übertritten auf weiterführende Schulen insgesamt lassen keine eindeutige Abhängigkeit von den Schulwegbedingungen erkennen. Eine allgemein zutreffende Aussage über Unterschiede in der Distanzempfindlichkeit des Besuchs von Gymnasien und Realschulen ist damit nicht möglich.

3.3. Zusammenfassung

Insgesamt hat sich gezeigt, daß der Einfluß der Schulwegbedingungen auf die Höhe der Übertrittsquoten durchaus nicht unerheblich ist. Gleichzeitig erweist sich allerdings auch, daß die schon zitierten Ergebnisse von Schorb und Schmidbauer²⁾, wahrscheinlich eine wesentliche Überschätzung des Einflusses des Transportwiderstands darstellen. Ohne größere Fehler hinsichtlich der Schichtstruktur der Berufsgruppen zu machen, können die Ergebnisse für die Gruppe der Arbeiter und der Landwirte mit den Resultaten von Schorb und Schmidbauer für die Unterschicht verglichen werden. In unserer Analyse ergibt sich bei schlechten Verkehrsbedingungen ein Rückgang der Übertritte an die Gymnasien für beide Erwerbsgruppen zusammen um etwa 23%; Schorb und Schmidbauer errechnen für eine Schulweglänge von mehr als 15 km (ohne Berücksichtigung der Verkehrsverhältnisse) einen Rückgang der Quote von 50% für die Unterschicht. Bei den Übergängen an die Realschulen liegen die Rückgänge der Quoten mit 25 gegenüber 42% etwas weniger weit auseinander.

¹⁾ Das Gesetz über die Kostenfreiheit des Schulweges wurde am 12. Oktober 1970 vom Bayerischen Landtag verabschiedet.

²⁾ Vgl. 1. Kapitel, Abschn.4.2., S.38.

4. Ergebnisse zum Einfluß des örtlichen Schulangebots auf die Schulwahl

4.1. Übertrittsquoten nach Standorttypen

Die Berechnung der Übertrittsquoten nach Standorttypen ergab eine deutliche Beeinflussung der Schulwahl durch das örtliche Schulangebot. In Tabelle 23 sind die Übertrittsquoten nach Schul- und Standorttypen zusammengestellt worden.

Vergleicht man zunächst die Quoten für Standorte nur mit Gymnasien und Standorte nur mit Realschulen, so stellt sich mit Ausnahme von GWBE in allen Fällen eine gegenläufige Bewegung ein. Dies ist indessen kein unbedingt gültiger Beleg für Substitutionsbewegungen, da sich in den Unterschieden der Quoten für die Standorttypen G und R möglicherweise auch die Distanzempfindlichkeit der Übertrittsquoten niederschlägt¹⁾. Korrekte Bezugsbasis sind daher nur die Übertrittsquoten, die sich für den Standorttyp GR errechnen. Hier zeigt sich für die überwiegende Mehrzahl der Fälle, daß die Übertrittsquoten an Gymnasien für Standorttyp G über denen von Standorttyp GR liegen und daß die Übertrittsquoten an Realschulen für Standorttyp R ebenfalls höher sind als die entsprechenden Quoten für Standorttyp GR. In einigen Fällen - vor allem für die Gruppe der Selbständigen - ergeben sich indessen hiervon abweichende Relationen der Übertrittsquoten. Dieser Effekt ist mit hoher Wahrscheinlichkeit wieder über die mit der Gemeindegroße verbundene Zusammensetzung der einzelnen Erwerbsgruppen vermittelt; die Gemeinden des Standorttyps GR sind im Durchschnitt größer als die Gemeinden der beiden anderen Standorttypen. Infolge der schichtspezifischen Verschiebungen stellt sich daher in den Gemeinden mit Realschulen und Gymnasien eine insgesamt höhere Bildungsbeteiligung einzelner Erwerbsgruppen ein.

Differenziert man nach den beiden Schultypen, so sind die Substitutionsbewegungen zugunsten des Gymnasiums an Orten

¹⁾ Tatsächlich findet keine volle Kompensation durch Substitutionsprozesse statt. Daher sind auch die Abweichungen zwischen den Quoten nicht voll dem Substitutionseffekt zuzurechnen.

Tab. 23: Übertrittsquoten an Gymnasien und Realschulen
im Schuljahr 1970/71 nach Standorttypen(in %)

Berufliche Stellung des Vaters	Standorttyp GR	Standorttyp G	Standorttyp R
(1) Knaben			
Übertritte an Gymnasien			
Arbeiter	16,1	19,2	11,6
Angestellte	54,8	54,9	48,3
Beamte	62,7	70,9	61,4
Selbständige	56,5	44,8	38,4
Landwirte	10,4	11,0	6,4
Übertritte an Realschulen			
Arbeiter	37,3	21,5	38,4
Angestellte	56,2	50,6	61,6
Beamte	63,8	50,5	68,1
Selbständige	60,7	43,8	60,1
Landwirte	26,0	11,8	22,2
(2) Mädchen			
Übertritte an Gymnasien			
Arbeiter	10,2	14,9	6,2
Angestellte	39,6	51,2	26,9
Beamte	47,2	47,9	44,2
Selbständige	46,7	47,6	21,4
Landwirte	14,0	17,4	5,0
Übertritte an Realschulen			
Arbeiter	30,8	22,4	32,6
Angestellte	61,2	50,4	64,0
Beamte	70,4	65,4	65,1
Selbständige	63,2	45,4	55,8
Landwirte	33,4	21,9	34,2

ohne Realschulen in der Regel stärker als Substitutionsbewegungen zugunsten der Realschulen an den Orten ohne Gymnasien. Dieses Ergebnis ist insofern plausibel, als am Gymnasium die "Mittlere Reife" erworben werden kann, während für die Schüler mit dem Ausbildungsziel der Hochschulreife die Realschule keinen vollwertigen Ersatz darstellt. Dieser Unterschied im Ausmaß des Substitutionsprozesses macht gleich-

zeitig auch deutlich, daß die Substitutionsprozesse zugunsten des Gymnasiums am Standorttyp G zumindest von der Intention der Schülereltern her gesehen nicht in vollem Umfang als Dispositionsveränderung hinsichtlich der erstrebten Ausbildungsqualifikationen zu interpretieren ist.

Differenziert nach Erwerbsgruppen betrachtet ergibt sich bei der Schulwahl der Arbeiterkinder ein interessantes Phänomen. Es kann zunächst festgehalten werden, daß für diese Erwerbsgruppe die Übertrittsquoten an die Gymnasien im Standorttyp G die höchste relative Steigerung erfahren. Diese Steigerung kann indessen nicht als Ausdruck einer besonders großen Substitutionsbereitschaft gedeutet werden. Sie ist zu relativieren auf dem Hintergrund einer sehr hohen Distanzempfindlichkeit des Realschulbesuchs, die schon im vorigen Abschnitt festgestellt wurde und auch hier wieder bei einem Vergleich der Übertrittsquoten an die Realschulen für Standorttyp GR und Standorttyp G deutlich wird. An dem starken Rückgang der Übertrittsquoten an die Realschulen gemessen ist der Anstieg der Übergangsquoten an die Gymnasien relativ gering. Hohe Mobilitätsaversion hinsichtlich des Realschulbesuchs und die traditionelle Abneigung gegen die Ausbildung an den Gymnasien scheinen am Standorttyp G zu einem starken Rückgang der Bildungsbeteiligung der Arbeiterkinder zu führen, obwohl die "Mittlere Reife" im Prinzip auch am Gymnasium erworben werden könnte.

Aus Tabelle 23 läßt sich allerdings nicht unmittelbar ablesen, in welchem Ausmaß der über die Distanzempfindlichkeit des Schulbesuchs vermittelte Rückgang der Übertrittsquoten an den jeweils fehlenden Schultyp durch entsprechende Substitutionsprozesse zugunsten des örtlich vorhandenen Schultyps kompensiert wird. Zur Überprüfung dieser Frage wurde für den 4. Schuljahrgang des Schuljahrs 1969/70 wieder eine Prognose der Übertritte an weiterführende Schulen insgesamt durchgeführt. Die Ergebnisse sind in der folgenden Tabelle enthalten.

Tab. 24: Übertritte der Schüler der 4. Grundschulklasse des Schuljahrs 1969/70 an weiterführende Schulen insgesamt nach Standorttypen

Berufliche Stellung des Vaters	Standorttyp GR	Standorttyp G	Standorttyp R
	Von 100 männlichen Schülern der 4. Klasse gehen auf weiterführende Schulen insgesamt		
Arbeiter	47	37	44
Angestellte	80	77	80
Beamte	87	86	87
Selbständige	83	69	75
Landwirte	34	22	29
	Von 100 weiblichen Schülern der 4. Klasse gehen auf weiterführende Schulen insgesamt		
Arbeiter	38	34	37
Angestellte	77	76	74
Beamte	84	82	80
Selbständige	80	71	70
Landwirte	43	35	34

Die Tabelle zeigt, daß in den Gemeinden des Standorttyps GR für alle Erwerbsgruppen die Übertrittsquoten an die weiterführenden Schulen insgesamt zumindest gegenüber einem, in der Regel aber gegenüber beiden alternativen Standorttypen höher liegen. In den Gemeinden mit beiden Schularten wird also nicht nur die Substitutionsneigung der Schülereltern neutralisiert, sondern durch das wohnsitznahe zusätzliche Angebot der an den Standorttypen G und R jeweils fehlenden Schulart eine zusätzliche Ausbildungsnachfrage induziert. Dieser additive Effekt belegt gleichzeitig, daß an den Standorttypen G und R nur ein Teil der latenten Nachfrage nach der fehlenden Schulart über Substitutionsprozesse in der Schulwahl in Form von Übertritten an den vorhandenen Schultyp in Erscheinung tritt. Ein Teil der Schülereltern verzichtet hingegen eher auf eine weiterführende Ausbildung überhaupt, wenn die erwünschte Schulart am Ort nicht vorhanden ist.

In den schicht- und standorttypspezifischen Unterschieden des additiven Effekts eines zusätzlichen Schulangebots auf die Übertritte an weiterführende Schulen insgesamt schlägt sich die unterschiedliche Stärke der Distanzempfindlichkeit der Übertrittsquoten nieder. So ist dieser Effekt bei der Gruppe der Beamten recht gering, bei der Gruppe der Landwirte dagegen sehr groß. Für die Kinder aus Arbeiterfamilien gilt, daß der additive Effekt eines zusätzlichen Realschulangebots größer ist als der aus dem zusätzlichen Angebot eines Gymnasiums resultierende Nachfrageeffekt. Dem korrespondiert das Untersuchungsergebnis, daß die Übertrittsquoten auf Realschulen distanzempfindlicher sind als die Übertrittsquoten auf die Gymnasien.

4.2. Substitutionsprozesse und Verkehrsverbindung¹⁾

Es liegt nahe, daß der Umfang der Substitutionsprozesse in der Schulwahl davon abhängt, wie gut die Verkehrsverbindungen zu dem nächstgelegenen Standort des jeweils fehlenden Schultyps sind. Möglicherweise ergeben sich Substitutionsprozesse nur bei relativ isolierter Lage zu den am Ort fehlenden Schulen²⁾. Zur Prüfung dieser Hypothese wurden aus den Probanden des Untersuchungsmaterials nach den schon beschriebenen Kriterien diejenigen mit guter und diejenigen mit schlechter Verkehrsverbindung zu den Standorten der jeweils fehlenden Schulart herausgenommen und getrennt untersucht. Da es sich bei den Standorten weiterführender Schulen i.a. schon um recht große Gemeinden handelt, sind nur wenige Fälle vorhanden, die die Kriterien einer Einordnung in die

¹⁾ Auch hier wurde wieder ein Distanzdifferenzvariablenansatz getestet. Dieser Ansatz führte zu sehr guten Ergebnissen, solange die Probanden mit $(DG - DR) = 0$, also die Probanden des Standorttyps GR, mit im Rechenmaterial enthalten waren. Bei Eliminierung dieser Probanden schwindet die strukturierende Wirkung der Distanzdifferenzvariablen völlig, was angesichts der Unschärfen der Straßenkilometerentfernung nicht weiter überraschend war.

²⁾ Dies nehmen offensichtlich Schorb und Schmidbauer an. Vgl. A.O.Schorb, M. Schmidbauer: a.a.O., S.90ff.

Gruppe der Gemeinden mit schlechten Verkehrsanschlüssen erfüllen. So entfielen aus der Gruppe des Standorttyps R (23 bzw. 26 Gemeinden) jeweils nur drei und aus der Gruppe des Standorttyps G (25 bzw. 18 Gemeinden) jeweils nur zwei Probanden auf diese Kategorie. Damit waren auch die auf die einzelnen Erwerbsgruppen entfallenden Schülerzahlen so gering, daß eine Analyse nicht sinnvoll schien.

Da ohnehin vorrangig überprüft werden sollte, ob Substitutionsprozesse allein durch gute Verkehrsanschlüsse zum fehlenden Schultyp abgebaut werden können, wurde die Untersuchung auf die Gruppe der Gemeinden mit guten Verkehrsanschlüssen beschränkt; die Zahl der einbezogenen Probanden schwankt hier zwischen 7 und 9 Gemeinden. Die Ergebnisse für die Übertrittsquoten sind aus Tabelle 25 zu entnehmen; zum Vergleich werden die jeweiligen Übertrittsquoten in den Gemeinden mit komplettem Angebot weiterführender Schulen gegenübergestellt.

Bei der Beschränkung auf die Schulstandorte G und R mit guten Verkehrsverbindungen zu den jeweils fehlenden Schulen verlieren die Ergebnisse etwas an Eindeutigkeit. Eine gewisse Rolle spielen dabei wahrscheinlich wieder die mit zunehmender Gemeindegröße verbundenen sozialstrukturellen Verschiebungen innerhalb der Erwerbsgruppen. Dies wird erwartungsgemäß besonders deutlich bei den Selbständigen; für diese Gruppe gilt bei Jungen wie bei Mädchen, daß an den Standorttypen G und R jeweils für beide weiterführende Schularten niedrigere Übergangsquoten zu verzeichnen sind als in den Gemeinden mit Gymnasium und Realschule. Für die übrigen Erwerbsgruppen zeichnet sich indessen doch ein Bestehen von Substitutionseffekten auch bei guten Verkehrsverbindungen zur fehlenden Schulart ab. Hier gilt ausnahmslos, daß jeweils an mindestens einem der beiden Standorttypen G und R die Übertrittsquoten auf die am Wohnort befindliche Schule höher liegen als die entsprechenden Übertrittsquoten für die Gemeinden des Standorttyps GR. Bei einem nicht unerheblichen Teil der Schülereltern scheint offensichtlich die Tatsache, daß der Schulbe-

Tab. 25: Übertrittskosten in Gymnasien und Realschulen zum Schuljahr 1969/70 nach Standorttypen und Verkehrsanbindung (in %)

Berufliche Stellung des Vaters	Standorttyp	Standorttyp	Standorttyp
	GR	G	R
	(mit guten Verkehrsverbindungen zur fehlenden Schule)		
(1) Knaben			
Übertritte an Gymnasien			
Arbeiter	16,1	18,8	10,8
Angestellte	54,8	67,7	45,0
Beamte	62,7	60,8	54,9
Selbständige	56,5	29,3	38,5
Landwirte	10,4	10,0	9,4
Übertritte an Realschulen			
Arbeiter	37,3	31,5	38,3
Angestellte	56,2	61,4	65,8
Beamte	63,8	70,0	76,9
Selbständige	60,7	36,6	48,0
Landwirte	26,0	11,1	27,3
(2) Mädchen			
Übertritte an Gymnasien			
Arbeiter	10,2	14,2	9,3
Angestellte	39,6	59,6	20,0
Beamte	47,2	52,6	49,2
Selbständige	46,7	40,9	34,4
Landwirte	14,0	14,5	10,6
Übertritte an Realschulen			
Arbeiter	30,8	28,2	29,1
Angestellte	61,2	59,6	73,6
Beamte	70,4	48,1	50,0
Selbständige	63,2	27,0	46,2
Landwirte	33,4	34,7	28,4

sich am Ort die Benützung öffentlicher Verkehrsmittel überhaupt nicht erforderlich macht¹⁾, auch dann ausschlaggebend für die Ausbildungsentscheidungen zu sein, wenn der finanzielle und/oder zeitliche Aufwand, der mit dem Schulweg zum

¹⁾ Es sei daran erinnert, daß die Obergrenze für die Gemeindegröße 20.000 Einwohner beträgt.

fehlenden Schulangebot verbunden ist, relativ gering ist. Umgekehrt wird aus dem Vergleich der Übertrittsquoten an den jeweils fehlenden Schultyp mit den entsprechenden Übertrittsquoten der Gemeinden des Standorttyps GR deutlich, daß auch bei guten Verkehrsbedingungen schon mit Auswirkungen des Transportwiderstands zu rechnen ist.

4.3. Zusammenfassung

Die Untersuchungsergebnisse zeigen, daß ein nicht vollständiges örtliches Schulangebot sich auf die Schulwahl auswirkt, wobei die Einflüsse erwerbsgruppen- und geschlechtsspezifisch variieren. Die Substitutionsprozesse nehmen teilweise einen erheblichen Umfang an. So liegen z.B. die Übertrittsquoten an die Gymnasien im Standorttyp G für die Söhne aus Arbeiterfamilien um 19%, für die Töchter aus Arbeiterfamilien um 46% über den Quoten, die für die Gemeinden des Standorttyps GR zu verzeichnen sind. Zumindest für diese Erwerbsgruppe reduziert sich auch bei guter Verkehrsverbindung zum fehlenden Schultyp die Substitutionsneigung nur wenig; die Übertrittsquoten liegen in diesen Gemeinden um 17 bzw. 39% über denen von Standorttyp GR.

Die Substitutionsneigung ist i.a. nicht so stark, daß die Distanzempfindlichkeit des Besuchs weiterführender Schulen völlig kompensiert wird, wenn nur eine der beiden weiterführenden Schulen am Ort vorhanden ist. Dem entspricht ein additiver Effekt der Komplettierung des Schulangebots auf die Übertritte an weiterführende Schulen insgesamt.

Abschließend sei dargestellt, welche Verteilungsrelationen für den Besuch von Gymnasien und Realschulen sich an den drei Standorttypen einstellen. Tabelle 26 zeigt die teilweise erheblichen Schwankungen in den Verteilungsrelationen, die durch die räumliche Struktur des Ausbildungsangebots hervorgerufen werden.

Tab. 26: Anteile der Übertritte an Gymnasien an den Übertritten aus der 4. Grundschulklasse des Schuljahrs 1969/70 an die weiterführenden Schulen insgesamt (in %)

Berufliche Stellung des Vaters	Standorttyp GR	Standorttyp G	Standorttyp R
(1) Knaben			
Arbeiter	34,0	52,6	26,4
Angestellte	68,4	70,0	60,2
Beamte	72,5	78,6	70,0
Selbständige	68,1	65,0	50,9
Landwirte	30,9	51,3	23,6
(2) Mädchen			
Arbeiter	26,9	43,9	16,8
Angestellte	51,8	67,5	36,6
Beamte	56,0	58,5	54,9
Selbständige	58,1	66,7	45,1
Landwirte	32,8	49,0	14,6

Zu beachten ist, daß dieser "Struktureffekt" sowohl aus der Distanzempfindlichkeit der Übertrittsquoten wie aus der Substitutionsneigung resultiert. Offen bleibt, in welchem Ausmaß die Verschiebungen auf den Zugangsstufen der weiterführenden Schulen hinsichtlich der Struktur der Ausbildungsqualifikationen erhalten bleiben. So dürfte für Standorttyp G zu erwarten sein, daß ein überdurchschnittlich hoher Anteil der Gymnasiasten das Gymnasium schon mit der Oberstufenreife verläßt und somit ein Teil dieses "Struktureffekts" neutralisiert wird.

5. Räumliche Einflüsse auf die zeitliche Verteilung der Übertritte an weiterführende Schulen

Die zeitliche Verteilung der Übertritte wurde in Hinblick auf die Hypothese überprüft, ob ungünstige Schulwegbedingungen zu einer Verzögerung des Schulübertritts führen. Auf die methodische Schwierigkeit, diese Hypothese anhand der Übertrittsquoten zu analysieren, wurde bereits hingewiesen. Übertrittsquoten sind die Aggregate individueller Ausbildungsentscheidungen. Muß bei einem Teil der Schülereltern damit gerechnet werden, daß - vermittelt über die Schulwegbedingungen - eine mit zunehmendem Schulalter der Kinder nachlassende Ausbildungsmotivation besteht, dann resultieren hieraus in der Tendenz kompensatorisch wirkende Effekte auf die zeitliche Verteilung der Übertritte.

Zunächst wird ein Überblick über die Verteilung der Übertritte auf die einzelnen Schuljahrgänge für das gesamte Untersuchungsmaterial gegeben. Anschließend werden die Untersuchungsergebnisse für die Übertritte an Gymnasien und Realschulen skizziert.

5.1. Zeitliche Aspekte des Übertrittsverhaltens

Tabelle 27 enthält Angaben zur zeitlichen Verteilung der Übertritte an die Gymnasien, wie sie sich für das gesamte Untersuchungsmaterial darstellt. In Spalte (1) wird der Anteil der Übertritte an das Gymnasium, die am Ende der 4. Schulklasse erfolgen, an den für den vierten Schuljahrgang des Schuljahrs 1969/70 insgesamt prognostizierten Übertritten an das Gymnasium angegeben. In den Spalten (2) und (3) sind die beobachteten Übertrittsquoten für den vierten und den fünften Schuljahrgang des Schuljahrs 1969/70 ausgewiesen. Spalte (4) zeigt die Veränderung der Übertrittsquote der 5. Schulklasse gegenüber der Übertrittsquote der 4. Schulklasse an.

Tab. 27: Zeitliche Verteilung der Übertritte an die Gymnasien im Schuljahr 1969/70

Berufliche Stellung des Vaters	(1) $\bar{U}_4/(\bar{U}_4+\bar{U}_5^e)$	(2) $\bar{U}_4/S_4$	(3) $\bar{U}_5/S_5$	(4) Veränderung (3) geg. (2)
	(in %)			
	(1) Knaben			
Arbeiter	73,0	10,3	4,3	- 58,7
Angestellte	78,0	39,4	18,4	- 53,5
Beamte	81,3	50,7	23,6	- 53,4
Selbständige	77,9	35,0	15,3	- 56,2
Landwirte	70,5	6,1	2,7	- 55,6
	(2) Mädchen			
Arbeiter	80,9	7,9	2,0	- 74,4
Angestellte	84,0	33,6	9,6	- 71,3
Beamte	87,9	38,4	12,0	- 68,7
Selbständige	85,6	33,4	8,5	- 74,6
Landwirte	74,0	7,2	2,7	- 62,0

Die Tabelle zeigt, daß ein erheblicher Teil der Schüler, die an die Gymnasien überwechseln, erst nach der 5. Volksschulklasse übertritt. Bei den Knaben sind dies durchschnittlich 23%, bei den Mädchen 17%.

Die Veränderungsdaten der Übertrittsquoten der 4. und 5. Klasse¹⁾ belegen, daß die Chancen der Mädchen, noch aus der 5. Hauptschulklasse an das Gymnasium überzuwechseln, sich erheblich stärker vermindern als die Chancen der Jungen. Schichtspezifische Unterschiede sind nicht besonders ausgeprägt. Der relative Rückgang der Übertrittsquoten für Arbeiterkinder ist im Durchschnitt beider Geschlechter etwas größer als bei den übrigen Erwerbsgruppen. Die Veränderungsdaten der Quoten für die Kinder aus den Familien der Landwirte zeigen indessen, daß ein allgemeiner Zusammenhang zwischen den Veränderungsdaten und dem gruppenspezifischen Niveau der Bildungsbeteiligung nicht besteht.

¹⁾ Es ist zu beachten, daß die Werte in Spalte (1) und (4) zwar formal miteinander verknüpft sind; es besteht jedoch keine Abhängigkeit in der Weise, daß ein bestimmter Anteilswert $\bar{U}_4/(\bar{U}_4 + \bar{U}_5^e)$ eine ganz bestimmte Veränderungsrate der beiden Quoten implizieren würde.

Die zeitliche Verteilung der Übertritte auf Realschulen stellt sich wie folgt dar:

Tab. 28: Zeitliche Verteilung der Übertritte an die Realschulen im Schuljahr 1969/70

Berufliche Stellung des Vaters	(1) U6/(U6+U7 ^e)	(2) U6/S6	(3) U7/S7	(4) Veränderung (3) geg. (2)
	(in %)			
(1) Knaben				
Arbeiter	81,7	24,5	7,3	- 70,3
Angestellte	79,5	44,0	20,3	- 53,9
Beamte	82,6	45,0	17,3	- 61,6
Selbständige	77,7	40,8	19,7	- 51,6
Landwirte	77,8	14,8	5,0	- 66,4
(2) Mädchen				
Arbeiter	85,2	24,5	5,7	- 77,0
Angestellte	86,9	48,3	14,0	- 70,9
Beamte	88,4	53,3	15,0	- 71,9
Selbständige	86,3	46,4	13,8	- 70,3
Landwirte	84,5	21,9	5,1	- 77,1

Im Durchschnitt gehen 81% aller Knaben und 86% aller Mädchen schon nach der 6. Klasse auf die Realschule über; der Anteil der "Nachzügler" ist bei diesem Schultyp also geringer. Wiederum fällt auf, daß die Quoten der 7. Klasse gegenüber den Quoten der 6. Klasse bei den Mädchen stärker abfallen als bei den Jungen.

Nach Erwerbsgruppen betrachtet ergibt sich bei den Veränderungsraten ein deutlicher Unterschied zwischen den Gruppen mit niedriger Bildungsbeteiligung und den übrigen Erwerbsgruppen. In diesem Unterschied spiegelt sich wider, daß die höheren sozialen Schichten auch die letzte Chance, ihren Kindern eine weiterführende Schulausbildung zu verschaffen, noch intensiv nutzen.

5.2. Untersuchungsergebnisse zum Übertritt an Gymnasien

Zur Überprüfung der Hypothese, daß die Länge des Schulwegs einen Einfluß auf den Zeitpunkt des Schulübertritts hat, wurde zunächst das Datenmaterial der Testgruppe D herangezogen und entsprechend aufgeschlüsselt. Tabelle 29 weist die Anteile der nach der 4. Klasse übertretenden Schüler an den aus dieser Klasse insgesamt überwechselnden Schülern aus.

Tab. 29: Anteil der Übertritte nach der 4. Klasse an den Übertritten aus der 4. Grundschulklasse des Schuljahrs 1969/70 an Gymnasien insgesamt (in %)

Berufliche Stellung des Vaters	Schule am Ort	gute Verkehrsanbindung an den Schulort	schlechte Verkehrsanbindung an den Schulort
(1) Knaben			
Arbeiter	86,3	91,8	45,3
Angestellte	78,2	86,5	64,7
Beamte	79,4	87,8	67,6
Selbständige	80,3	86,2	61,8
Landwirte	78,8	51,0	78,1
(2) Mädchen			
Arbeiter	79,8	74,0	65,8
Angestellte	94,2	87,0	91,7
Beamte	95,4	93,6	78,4
Selbständige	81,0	74,5	70,0
Landwirte	86,0	100,0	79,9

Das Resultat der Analyse bestätigt die Hypothese. Während sich zwischen den Gemeindegruppen mit Schule am Ort und mit guten Verkehrsbedingungen keine eindeutig gerichteten Unterschiede zeigen, ist bei der Gemeindegruppe mit un-
guten Verkehrsbedingungen allgemein ein deutlicher Abfall der Anteilswerte der Übertritte nach der vierten Klasse an den Übertritten aus dieser Klasse insgesamt zu verzeichnen. Der Transportwiderstand schlägt sich also nicht nur - wie schon gezeigt - in einem Sinken der Übertrittsquoten an Gymnasien nieder, sondern führt gleichzeitig dazu, daß der Übertrittszeitpunkt sehr häufig um ein Jahr verschoben wird.

Auffällig ist, daß die Anteilswerte bei den Mädchen nicht so stark abfallen wie bei den Jungen. Unter Berücksichtigung der Tatsache, daß die Übertrittsquoten der Mädchen distanzempfindlicher reagieren, legt dies den Schluß nahe, daß Schülereltern, für die die Schulwegbedingungen bei der Ausbildungsentscheidung eine Rolle spielen, bei Söhnen eher zu einer Verschiebung des Schulübertritts, bei Töchtern eher zu einem Übertrittsverzicht tendieren, wenn der Schulweg als sehr belastend eingeschätzt wird.

Das Ergebnis, daß bei ungünstigen Schulwegverhältnissen der Anteil der erst nach der 5. Klasse überwechselnden Schüler auf im Durchschnitt beider Geschlechter etwa 35% ansteigt, muß nachdenklich stimmen. Die Verknüpfung zwischen Grundschule und Gymnasium kann ohnehin nicht als eine effiziente Verbindung der Primarstufe mit dem Sekundarstufenbereich angesehen werden. Dieser Effizienzverlust wird offensichtlich erheblich größer, wenn schlechte Schulwegbedingungen hinzukommen.

Zur Absicherung des Ergebnisses wurde auch das Untersuchungsmaterial der Testgruppe S auf die Verteilung der Übertritte an die Gymnasien hin untersucht. Da die Zahl der Probanden mit schlechten Verkehrsbedingungen, wie schon erwähnt, sehr gering ist, wurde auf eine weitere Aufschlüsselung des Standorttyps R verzichtet. Der Hypothese entsprechend war damit zu rechnen, daß sich für die Standorte mit Gymnasien, also die Gemeinden der Standorttypen GR und G, höhere Anteilswerte als für die Gemeinden des Standorttyps R einstellen würden.

Tabelle 30 zeigt, daß dies auch tatsächlich der Fall ist. Im Durchschnitt beider Geschlechter liegen die Anteilswerte der nach der 4. Klasse überwechselnden Schüler um etwa 8 Prozentpunkte unter denen für die Gemeinden der Standorttypen GR und G. Daß die Unterschiede hier geringer sind, ist aufgrund der Einbeziehung von Probanden auch mit guter und mittlerer Qualität der Verkehrsanbindung erwartungsgemäß. Überdies kann nicht ausgeschlossen werden, daß sich in

Tab. 30: Anteile der Übertritte nach der 4. Klasse an den Übertritten aus der 4. Grundschulklasse des Schuljahrs 1969/70 an Gymnasien insgesamt (in %)

Berufliche Stellung des Vaters	Knaben		Mädchen	
	Standorttyp GR+G	R	Standorttyp G+R	R
Arbeiter	73,5	67,1	87,3	86,9
Angestellte	77,5	77,9	83,8	76,7
Beamte	84,9	82,3	85,2	86,5
Selbständige	78,7	67,3	91,6	70,0
Landwirte	73,2	78,2	83,1	55,7
insgesamt	78,0	73,4	87,1	78,5

den Fällen, in denen ein Übertritt an das Gymnasium nach der 4. Klasse unterbleibt, angesichts eines faktisch verlorenen Schuljahrs einerseits und des örtlichen Realschulangebots andererseits bei einem Teil der Schülereltern die Neigung wächst, den Besuch der Realschule vorzuziehen.

5.3. Untersuchungsergebnisse zum Übertritt an Realschulen

Die Analyse der Anteilswerte der Übertritte an Realschulen nach der 6. Klasse an den Übertritten aus dem 6. Schuljahrgang des Schuljahrs 1969/70 auf die Realschulen insgesamt ergab für Testgruppe D keinen Zusammenhang zwischen Übertrittszeitpunkt und den Schulwegbedingungen. Aus Tabelle 31 ist zu entnehmen, daß die Anteilswerte für die Jungen insgesamt genau gleich sind, während für die Mädchen bei schlechten Schulwegbedingungen sogar ein höherer Anteilswert zu verzeichnen ist. Vermutlich spielt die Länge des Schulwegs hier nur noch für die grundsätzliche Entscheidung darüber, ob ein Realschulbesuch erfolgen soll oder nicht, eine Rolle, während eine Verschiebung des Übertritts aufgrund schlechter Schulwegver-

Tab. 31: Anteile der Übertritte nach der 6. Klasse an den Übertritten aus der 6. Klasse des Schuljahrs 1969/70 an die Realschulen insgesamt (in %)

Berufliche Stellung des Vaters	Knaben		Mädchen	
	Schule am Ort	schlechte Verkehrs-anbindung	Schule am Ort	schlechte Verkehrs-anbindung
Arbeiter	85,4	85,6	84,2	89,3
Angestellte	83,4	83,6	92,4	58,8
Beamte	78,0	85,1	68,4	100,0
Selbständige	72,5	76,0	93,8	93,8
Landwirte	74,5	76,8	90,7	93,2
insgesamt	83,3	83,3	87,9	89,8

hältnisse nicht mehr erfolgt. Erklärbar wäre dies damit, daß die Schülereltern bei dem vergleichsweise höheren Alter der Realschulanfänger die Zumutbarkeit der Schulwegbedingungen nicht mehr differenziert nach dem Lebensalter in der 6. und 7. Schulklasse einschätzen.

Nur schwach deutlich wird in den Anteilswerten allerdings ein anderes Phänomen, daß nämlich die Übertrittschancen für die nach der 6. Schulklasse noch auf der Hauptschule verbleibenden Schüler durchaus von den Schulwegbedingungen abhängig sind.

Aus Tabelle 32 sind die Veränderungsraten der Übertrittsquoten der 7. Schulklasse gegenüber den Übertrittsquoten der 6. Schulklasse zu entnehmen. Es zeigt sich, daß die Abnahme der Übertrittsquoten in der Mehrzahl der Fälle bei schlechten Schulwegbedingungen stärker ist als in den Fällen, in denen eine Realschule am Wohnort vorhanden ist. Auffällig ist wiederum, daß die Abnahme bei Mädchen stärker ist als bei Jungen.

Diese Ergebnisse sind ein Indiz für das Vorhandensein eines über die Schulwegverhältnisse vermittelten "Resigna-

Tab. 32: Veränderungsraten der Übertrittsquoten an Realschulen aus der 6. und 7. Schulklasse des Schuljahrs 1969/70 (in %)

Berufliche Stellung des Vaters	Knaben		Mädchen	
	Schule am Ort	schlechte Verkehrs-anbindung	Schule am Ort	schlechte Verkehrs-anbindung
Arbeiter	- 74,3	- 78,4	- 74,5	- 85,5
Angestellte	- 57,9	- 71,7	- 81,8	- 7,1
Beamte	- 49,7	- 70,0	- 16,3	-100,0
Selbständige	- 82,8	- 53,8	- 79,1	- 91,1
Landwirte	- 58,5	- 64,3	- 86,2	- 90,7
insgesamt	- 72,5	- 75,6	- 77,2	- 85,6

tionseffekts" wie er eingangs beschrieben wurde. Ist der Übertritt an die Realschule nicht schon nach der 6. Klasse erfolgt, so scheint die Neigung, den versäumten Übertritt nachzuholen, bei schlechten Schulwegbedingungen geringer zu sein als in dem Fall, daß eine Realschule am Ort ist.

Es bleibt abschließend nochmals ausdrücklich auf das methodische Problem dieses Untersuchungsansatzes hinzuweisen. Es kann nicht mit Sicherheit ausgeschlossen werden, daß bei feststehender Entscheidung zugunsten eines Realschulbesuchs tatsächlich doch Verschiebungen des Übertrittszeitpunkts erfolgen, die durch den "Resignationseffekt" verdeckt bleiben. Umgekehrt mag ein solcher Effekt auch hinsichtlich des Besuchs der Gymnasien wirksam sein. Die jeweils manifesten Einflüsse würden dann in ihrem quantitativen Ausmaß durch die vorliegenden Untersuchungsergebnisse unterschätzt werden.

6. Zusammenfassung

1. Eine Distanzempfindlichkeit des Schulbesuchs ist sowohl für die Übertrittsquoten an Gymnasien wie für die Über-

trittsquoten an die Realschulen festzustellen. Schlechte Schulwegbedingungen sind dabei für Mädchen in stärkerem Maße Ausbildungsbarrieren als für Jungen. Unterschiede in der Distanzempfindlichkeit des Besuchs von Gymnasien und des Realschulbesuchs fallen von Erwerbsgruppe zu Erwerbsgruppe verschieden aus; eine allgemeingültige Aussage ist nicht möglich.

2. Die Distanzempfindlichkeit des Besuchs weiterführender Schulen ist ihrem Ausmaß nach offensichtlich von der Bildungsmotivation abhängig. Räumliche Bildungsbarrieren wirken sich um so stärker gegen den Besuch weiterführender Schulen aus, je geringer die Bildungsbeteiligung der betreffenden Erwerbsgruppe ist.
3. Ein örtlich nicht vollständiges Angebot an weiterführenden Schulen löst in erheblichem Umfang Substitutionsprozesse in der Schulwahl zugunsten des vorhandenen Schultyps aus. Allgemein gilt, daß Substitutionsprozesse zugunsten des Gymnasiums häufiger sind als Substitutionsprozesse zugunsten der Realschule. Die Distanzempfindlichkeit des Besuchs weiterführender Schulen wird durch Substitutionsprozesse zugunsten des örtlich vorhandenen Schultyps nur teilweise kompensiert. Dem entspricht ein additiver Effekt auf die Bildungsbeteiligung insgesamt bei Vervollständigung des örtlichen Schulangebots. Substitutionseffekte bleiben - wenngleich in etwas vermindertem Umfang - auch dann noch wirksam, wenn die Verkehrsanbindung zum Standort des fehlenden Schultyps gut ist.
4. Die Analyse der zeitlichen Verteilung der Übertritte an Gymnasien zeigt, daß schlechte Verkehrsbedingungen in erheblichem Ausmaß zu einer Verschiebung des Übertrittszeitpunkts führen. Ist ein Gymnasium am Wohnort vorhanden, so gehen in der Regel etwa 20% der männlichen Schüler, die auf das Gymnasium wechseln, nach der 5. Klasse von der Hauptschule ab; bei schlechten Schulwegbedingungen steigt dieser Anteil auf über 40%.

Schluß

Die Untersuchungen haben gezeigt, daß Umfang und Struktur der Bildungsnachfrage in erheblichem Ausmaß von der räumlichen Verteilung der Bildungseinrichtungen abhängig sind. Für den Besuch der wissenschaftlichen Hochschulen ergaben sich

- ein lokaler Anreizeffekt auf die Bildungsnachfrage, der allerdings nicht für alle Untersuchungszeitpunkte nachweisbar ist, sowie
- ein starker Einfluß des regional zugeordneten Studienfachangebots auf die Studienfachwahl.

Hinsichtlich des Besuchs der weiterführenden allgemeinbildenden Schulen zeigten sich

- eine beträchtliche Verminderung der Übertritte an weiterführende Schulen bei schlechten Schulwegbedingungen,
- eine starke Tendenz, bei schlechten Schulwegverhältnissen den Zeitpunkt des Übertritts auf die Gymnasien hinauszuschieben¹⁾, sowie
- ausgeprägte Substitutionsneigungen zugunsten näher gelegener Schultypen.

Damit zeigt sich gleichzeitig, daß Umfang und Struktur der Bildungsnachfrage selbst bei prinzipiell freiem Zugang zu den Bildungseinrichtungen über die Verortung des Ausbildungsangebots - bewußt oder unbewußt - gesteuert werden. Soweit über Ausbildungsqualifikationen auch Berufsqualifikationen bzw. die Eingangsvoraussetzungen zu beruflichen Ausbildungsgängen vermittelt werden, ist in diese Steuerung auch die Berufswahl einbezogen.

Die vorliegenden empirischen Analysen sind ein Beitrag zu einer "positiven" Theorie der Bildungsnachfrage. Eine solche

¹⁾ Damit führt die Neigung, die "Kosten" der Ausbildung so gering wie möglich zu halten, bei einem Teil der Nachfrager zu einer Ausdehnung der individuellen Bildungsnachfrage (gemessen in Schuljahren). Dies resultiert daraus, daß die Bildungsnachfrage im wesentlichen eine Nachfrage nach Ausbildungsqualifikationen in Form bestimmter Schulabschlüsse ist.

Theorie kann zwar dazu verwendet werden, die Auswirkungen bestimmter bildungsplanerischer Entscheidungen auf die Bildungsnachfrage abzuschätzen; hinreichend zur Bestimmung bildungsplanerischer Entscheidungen ist sie indessen nicht¹⁾. Fragen der Kapazitäts-, Struktur- und Standortplanung von Bildungseinrichtungen liegen nicht mehr innerhalb des Gegenstandsbereichs dieser Arbeit. Dennoch soll abschließend auf einige Probleme hingewiesen werden, die sich für die Bildungsplanung aus dem Zusammenhang zwischen räumlicher Verteilung des Bildungsangebots und Bildungsnachfrage ergeben.

Die Erweiterungen der Ausbildungskapazitäten des Hochschulsystems der BRD wurden im Verlauf des letzten Jahrzehnts und aktu mit einer starken Dezentralisierung des Hochschulstandortnetzes durchgeführt. Fragt man nach der Begründung für diese Verdichtung des Hochschulnetzes, so findet man immer auch jene Argumente, von denen ausgehend Geißler und die Arbeitsgruppe Standortforschung²⁾ das Konzept einer Regionalisierung des Hochschulangebots entwickelt haben. Grundpostulat dieses Ansatzes ist, "daß Bildungseinrichtungen Bestandteil der regionalen Infrastruktur sein müssen, wenn die räumliche Herkunft für einen Teil der Bevölkerung des Bundesgebietes nicht mindere Lebenschancen bedingen darf"³⁾. Die Ausweitung dieser Forderung über den Schulbereich hinaus auch auf den Hochschulbereich stützt sich dabei auf die schon im einzelnen referierten Arbeitsergebnisse Geißlers, daß die regionalen Unterschiede im relativen Hochschulbesuch teilweise Ausdruck räumlicher Bildungsbarrieren seien und daß es sich

1) Notwendig hierzu ist zunächst eine Zielfunktion der Bildungspolitik. Erforderlich ist aber vor allem auch eine empirisch fundierte "Theorie der Bildungsproduktion". Der geringe Kenntnisstand auf diesem Gebiet ist ein erhebliches Problem gerade auch für die regionale Bildungsplanung. So wird etwa bei der pädagogischen Normierung von Mindestkapazitäten oder der Bestimmung von Standortanforderungen für Bildungseinrichtungen mit Standards gearbeitet, deren tatsächliche Bedeutung für die Effizienz des Ausbildungsprozesses weitgehend ungeklärt ist.

2) Vgl. S.65, Fußnote 1.

3) C. Geißler: Hochschulstandorte - Hochschulbesuch, Hannover 1965, Teil 1, S.109.

bei einem Teil der Bildungswanderungen um Zwangswanderungen infolge eines fehlenden regionalen Hochschulangebots handle.

Auf dem Hintergrund unserer Untersuchungsergebnisse findet die Hypothese, die Entfernung zwischen Wohnsitz und Hochschulstandort könne sich als Bildungsbarriere auswirken, keine Bestätigung, zumindest nicht in dem Sinne, daß etwa infolge der finanziellen Belastung durch einen studienbedingten Zweitwohnsitz auf ein Studium verzichtet wird¹⁾. Eine Verdichtung des Hochschulnetzes scheint daher unter diesen Gesichtspunkt nicht erforderlich zu sein. Selbst wenn räumliche Bildungsbarrieren wirksam wären, sollte immerhin einer Überlegung wert sein, ob regionale Chancengleichheit nicht durch finanzielle Kompensationen (z.B. Wohngeld, entsprechende Ausgestaltung des Stipendiensystems) erreichbar ist²⁾.

Auch der Hinweis auf zungsweise Bildungswanderungen als Begründung einer Regionalisierung des Hochschulangebots ist problematisch, selbst wenn man einen prinzipiell nachfrageorientierten Planungsansatz für richtig hält. Interpretiert man die Forderung nach einer Hochschuldichte, die "für alle Bevölkerungssteile vergleichbare Bedingungen ihrer Inanspruchnahme gewährleistet"³⁾ und nach einer örtlichen Breite des Studienfachangebots, die "Studienmöglichkeiten in allen Hauptstudienbereichen"⁴⁾ vorsieht, als Forderung danach, daß ein Studium in jedem Studiengebiet ohne Wohnsitzwechsel möglich sein müsse, so ist eine solche Planungsperspektive sicherlich unrealistisch. Zumindest aber muß davon ausgegangen werden,

¹⁾ Man mag auch den festgestellten lokalen Anreizeffekt als Moment regional ungleich verteilter Bildungschancen auffassen können. Es kann aber in dieser Hinsicht im Ernst nicht vertreten werden, daß ein regionaler Ausgleich über eine entsprechende Entwicklung des Standortgefüges der Hochschulen anzustreben sei.

²⁾ Geißler nimmt ohne empirischen Beleg an, daß dies nicht möglich ist. Vgl. C. Geißler: a.a.O., S.109. Müller und Kurtz-Solowjew zeigen anhand des englischen Beispiels, daß über finanzielle "incentives" durchaus ein Abbau räumlicher Bildungsbarrieren erreichbar ist. Vgl. W. Müller, G. Kurtz-Solowjew: a.a.O., S.12ff.

³⁾ E. Bergjohann, S. Diesterweg, U. Pohl: a.a.O., S.14.

⁴⁾ E. Bergjohann, S. Diesterweg, U. Pohl: a.a.O., S.14.

daß eine Verdichtung des Hochschulnetzes zu Lasten der inneren Ausdifferenzierung der angebotenen Studienggebiete geht und hierdurch erneut Elemente regionaler Chancengleichheit etabliert werden¹⁾.

Merkwürdigerweise entgeht den Vertretern einer Regionalisierung des Hochschulangebots²⁾, daß es zum Phänomen der zwangsweisen Bildungswanderung ein Korrelat gibt: die zwangsweise Bildungsseßhaftigkeit. Auch Restriktionen des Mobilitätsspielraums bedeuten aber eine Minderung von Lebenschancen. Diese Restriktionen wiegen um so schwerer, je schmaler das Fächerprofil der regional zugeordneten Hochschule und je weniger differenziert das Angebot innerhalb der vertretenen Studienggebiete ist.

Diese knappen Überlegungen zeigen schon, daß auch eine prinzipiell nachfrageorientierte Hochschulplanung eine Regionalisierung des Hochschulangebots nicht zwingend impliziert. Man mag im Gegenteil zu dem Schluß kommen, daß die Aufhebung der regionalen Ungleichverteilung von Bildungschancen im Hochschulbereich nur möglich ist, wenn durch Maßnahmen zur Förderung der räumlichen Bildungsmobilität eine "Standortbefreiung" der Bildungsnachfrager gelingt.

Für die Ausbildungsbereiche von der Elementar- bis zur Sekundarstufe wird man hingegen widerspruchslös die These akzeptieren können, daß Bildungseinrichtungen Bestandteil der regionalen Infrastruktur sein müssen. Die Untersuchungen haben gezeigt, daß die Übertrittsquoten an weiterführende Schulen erheblich absinken, wenn die Schulstandorte nur schwer erreichbar sind. Prinzipiell ist ein Abbau räumlicher Bildungsbarrieren sowohl über eine Verdichtung des Schulstandortnetzes wie über eine Verbesserung der Verkehrsanbindungen der Wohnorte an die Schulorte erreichbar.

Allein über eine Verdichtung des Schulnetzes sind freilich

1) Es kommt hinzu, daß bei geringem Differenzierungsgrad innerhalb einzelner Fachgebiete nicht nur die Ausbildungs-, sondern auch die Forschungseffizienz der Hochschuleinrichtungen gefährdet ist.

2) Unsere Einwände richten sich nicht prinzipiell gegen eine Regionalisierung, sondern nur gegen Regionalisierung als Mittel zur Herstellung regionaler Chancengleichheit.

die negativen Einflüsse des Transportwiderstands auf die Bildungsbeteiligung nicht zu beseitigen, wenn ökonomisch noch tragfähig erscheinende Schulgrößen realisiert werden sollen. Die Analyse der Bildungsbeteiligung der in den nach der Qualität der Verkehrsanbindung gruppierten Gemeinden wohnenden Schülerpopulationen hat gezeigt, daß auch relativ geringe Entfernungen zum Schulort schon zu einem spürbaren Absinken der Übertrittsquoten führen können, wenn die Schulwegverhältnisse ungünstig sind. Umgekehrt sind bei guten Verkehrsverbindungen die Übertrittsquoten zumindest innerhalb des in die Untersuchung einbezogenen Entfernungsintervalls nicht distanzempfindlich. Dies deutet an, daß die Diskussion um die Größe von Schuleinzugsbereichen im Zusammenhang mit dem Transportwiderstand ohne gleichzeitige Betrachtung der Schülertransportsysteme sinnvoll nicht geführt werden kann. Klar ist, daß ein Abbau räumlicher Bildungsbarrieren ohne Verbesserung des Schülertransports nicht erreicht werden kann. Eine solche Verbesserung würde zweifellos auch zu einer Senkung der Anzahl verzögerter Übertritte an die Gymnasien und damit zu einer Effektivierung des Schulsystems führen.

In Hinblick auf die Substitutionsprozesse bei der Schulwahl gilt, daß deren vollständige Ausschaltung wohl nur bei örtlicher Bündelung alternativer Ausbildungsangebote für die einzelnen Schulaltersjahrgänge erreichbar ist. Einer Schulpolitik, die am dreigliedrigen Schulsystem mit der Begründung festhält, dieses System ermögliche jedem Schüler die seiner Eignung am besten entsprechende Ausbildung, muß aber an der Eliminierung solcher Substitutionsprozesse gelegen sein. Im übrigen würde eine örtliche Bündelung auch die Einführung kooperativer Organisationsformen erleichtern; solche kooperativen Organisationsformen können aber zu beträchtlichen Effizienzsteigerungen des Schulsystems führen.

Abschließend ist zu betonen, daß die Herstellung regionaler Chancengleichheit auch im Rahmen einer mehr bedarfsorientierten Bildungsplanung Aufgabe der Bildungspolitik bleibt. Schulleistung und Schuleignung sollten nicht nur theoretisch, sondern auch faktisch die einzig wirksamen Selektionskriterien sein.

Literaturverzeichnis

- Albert, H.: Theorie der Konsumnachfrage. In: Jahrbücher für Sozialwissenschaft, Bd. 16 (1965) 2, S.139ff.
- Arnold, W.: Bildungswilligkeit der Eltern in Hinblick auf ihre Kinder. In: Roth, H. (Hrsg.): Begabung und Lernen (= Gutachten und Studien der Bildungskommission des Deutschen Bildungsrats, Bd. 4), Stuttgart 1970, S.357ff.
- Aurin, K.: Ermittlung und Erschließung von Begabungen im ländlichen Raum. Untersuchung zur Bildungsberatung in Baden-Württemberg (= Bildung in neuer Sicht. Schriftenreihe des Kultusministeriums Baden-Württemberg zur Bildungsforschung - Bildungsplanung - Bildungspolitik, Reihe A, Nr. 2), Villingen 1966.
- Baur, R.: Elternhaus und Bildungschancen (= Freytag, H.L., Weizsäcker, C.C. von (Hrsg.), Schriftenreihe der Arbeitsgruppe für Bildungsforschung, Bd. 4), Mannheim und Basel 1970.
- Baur, R., Jaeger, A., Schönfelder, W.: Zur Genauigkeit der Angaben über die soziale Herkunft der Schüler. In: Freytag, H.L., Weizsäcker, C.C. von (Hrsg.): Diskussionsbeiträge der Arbeitsgruppe für Bildungsforschung, Heft 2, Heidelberg, März 1970 (hektographiert).
- Becker, G.S.: Human Capital. A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education. National Bureau of Economic Research, New York 1964.
- Beckmann, J.: Gravitationstheoretischer Ansatz zur Ermittlung des regionalen Studentenaufkommens in Nordrhein-Westfalen, Pullach bei München, 1973.
- Berger, W.: Zur Theorie der Bildungsnachfrage. Ein Beitrag zur Identifizierung der Determinanten privater Nachfrage nach formaler Bildung (= Studien und Berichte des Instituts für Bildungsforschung in der Max-Planck-Gesellschaft, Bd. 19) Berlin 1969.
- Bergjohann, E., Diesterweg, S., Pohl, U.: Hochschulstandorte - Hochschulkapazitäten (= Schriftenreihe des Instituts für regionale Bildungsplanung - Arbeitsgruppe Standortforschung - GmbH, Bd. 24), Braunschweig 1975.
- Bittner, W.: Die Auswirkungen von Schulneugründungen auf die Schulverhältnisse eines Raumes (= Studien und Materialien des Staatsinstituts für Bildungsforschung und -planung München, Bd. 1), München 1971.

- Blaug, M.: The Rate of Return on Investment in Education in Great Britain. In: Manchester School of Economic and Social Studies, Vol. 33 (1965), S.205ff.
- Brinkmann, G.: Berufsanforderungen und Berufsausbildung. Zur Bestimmung des Bedarfs an hochqualifizierten Arbeitskräften, Tübingen und Zürich 1970.
- Campbell, R., Siegel, H.N.: The Demand for Higher Education in the United States, 1919-1964. In: American Economic Review, Vol. 57 (1967), S.484ff.
- Dahrendorf, R.: Arbeiterkinder an deutschen Universitäten, Tübingen 1965.
- ders.: "Bildung ist Bürgerrecht". Plädoyer für eine aktive Bildungspolitik, Bramsche und Osnabrück 1965.
- ders.: Die angewandte Aufklärung, Frankfurt a.M.und Hamburg 1968.
- Ehlers, E.: Der Einzugsbereich der Universität Tübingen. In: Tübinger Blätter, Jg. 54, 1967, S.21ff.
- Ferrez, J.: Regionale Unterschiede in den Bildungsmöglichkeiten. In: Widmaier, H.P. (Hrsg.): Begabung und Bildungschancen, Frankfurt, Berlin, Bonn, München 1967.
- Geipel, R.: Sozialräumliche Strukturen des Bildungswesens. Studien zur Bildungsökonomie und zur Frage der gymnasialen Standorte in Hessen, Frankfurt 1965.
- ders.: Bildungsplanung und Raumordnung. Studien zur Standortplanung von Bildungseinrichtungen und zu räumlichen Aspekten des Bildungsverhaltens in Hessen, Frankfurt, Berlin, Bonn, München 1968.
- Geißler, C.: Hochschulstandorte - Hochschulbesuch, Hannover 1965.
- ders.: Grundlagen und Methoden der regional differenzierenden Hochschulplanung. In: Bildungsplanung und Raumordnung. Forschungs- und Sitzungsberichte der Akademie für Raumforschung und Landesplanung, Bd. 61, Hannover 1971, S.17ff.
- Grimm, S.: Die Bildungsabstinenz der Arbeiter. Eine soziologische Untersuchung, München 1966.
- Gröner, G.: Regionale Unterschiede im Besuch der wissenschaftlichen Hochschulen und Pädagogischen Hochschulen in Baden-Württemberg. In: Jahrbücher für Statistik und Landeskunde von Baden-Württemberg, 12, 1966, S.2ff.
- Grohmann, K., Hällinger S.: Bildungsplanung in Österreich, Bd. 2, Wien 1970.

- Heidtmann, W., Noth, E.: Grundlagen der regionalen Bildungsplanung für den ländlichen Raum. Bericht einer Voruntersuchung über Standorte, Struktur und Organisationsmodelle der Schul- und Bildungseinrichtungen für die ländliche Bevölkerung (= Materialsammlung der Agrarsozialen Gesellschaft e.V., Bd. 74), Göttingen 1968.
- Hitpass, J.: Einstellungen der Industriearbeiterschaft zu höhere Bildung, Ratingen 1965.
- Hitpass, J., Mock, A.: Das Image der Universität - Studentische Perspektiven, Gütersloh 1972.
- Hüfner, K.: Traditionelle Bildungsökonomie und systemorientierte Bildungsplanung (= Studien und Berichte des Instituts für Bildungsforschung in der Max-Planck-Gesellschaft, Bd. 17), Berlin 1969.
- Hüfner, K., Naumann, J.: Die Problematik von Kosten-Ertragsvergleichen alternativer Schulsysteme - Ein Diskussionsbeitrag. In: Jochimsen, R., Simonis, U.S. (Hrsg.): Theorie und Praxis der Infrastrukturpolitik, Berlin 1970, S.91ff.
- Ingenkamp, K.: Möglichkeiten und Grenzen des Lehrerurteils. In: Roth, H. (Hrsg.): Begabung und Lernen (= Gutachten und Studien der Bildungskommission des Deutschen Bildungsrats, Bd. 4), Stuttgart 1969, S.407ff.
- Kern, B., Wellenreuther, M., Herlyn, I., Müller, E.: Ausbildungsentscheidungen von Abiturienten. Ein empirischer Beitrag zum Problem der Bildungsmobilität, Göttingen 1973.
- Klaffke, K.: Schulstandort und Schulregion. Merkmale des Besuchs allgemeiner Schulen - Folgerungen für die regionale Schulplanung (= Schriftenreihe der Arbeitsgruppe Standortforschung - Technische Universität Hannover, Bd. 5), Hannover 1969.
- Leister, I.: Die Heimatorte der Marburger Studenten im Wintersemester 1967/68. In: Alma Mater Phillipina, hrsg. v. Marburger Universitätsbund e.V., Marburg 1968, S.15ff.
- Mayr, A.: Die Ruhr-Universität Bochum in geographischer Sicht. Stellung, Einzugsbereich und Standortproblematik einer neuen Hochschule. In: Berichte zur Deutschen Landeskunde, Bd. 44, H.2, August 1970, S.221ff.
- Mhros, E.: Der Schulbesuch in ländlichen Gebieten der Bundesrepublik. In: Berichte über die Landwirtschaft, N.F., Bd. 49, 1971, S.594ff.

- ders.: Sozialstruktur und regionales Bildungsgefälle. In: Forschungsstelle der Forschungsgesellschaft für Agrarpolitik und Agrarsoziologie e.V. Bonn (Hrsg.): Beiträge zur agrarischen und regionalen Entwicklung in der Bundesrepublik Deutschland, Bonn 1973.
- Mollenhauer, K.: Sozialisation und Schulerfolg. In: Roth, H. (Hrsg.): Begabung und Lernen (= Gutachten und Studien der Bildungskommission des Deutschen Bildungsrats, Bd. 4), Stuttgart 1969, S.269ff.
- Müller, H.U. (u. Mitarb.): Grundlagen für die Standort- und Kapazitätsplanung von Hochschulen in Bayern (= Manuskriptdrucke der Arbeitsgruppe Standortforschung - Institut für regionale Bildungsplanung - GmbH, Nr. 46), Hannover 1973.
- Müller, W., Kurtz-Solowjew, G.: Regionale Aspekte des Hochschulbesuchs in England und der Bundesrepublik, Mannheim 1967.
- Müller-Wille, K.: Studentenwohnheime in Münster. In: Jahresschrift 1960 der Gesellschaft zur Förderung der Westfälischen Wilhelms-Universität zu Münster, Münster 1960, S.90ff.
- ders.: Die Stadt Oldenburg als Standort einer Universität, Münster 1961.
- Oevermann, U.: Schichtenspezifische Formen des Sprachverhaltens und ihr Einfluß auf die kognitiven Prozesse. In: Roth, H. (Hrsg.): Begabung und Lernen (= Gutachten und Studien der Bildungskommission des Deutschen Bildungsrats, Bd.4), Stuttgart 1969, S.297ff.
- Olsson, G.: Distance and Human Interaction. A Review and Bibliography, Philadelphia 1965.
- Peisert, H.: Die Studierenden von Tübingen. In: Studien und Berichte aus dem Soziologischen Seminar der Universität Tübingen, H. 1, 1963, S.9ff.
- ders.: Regionalanalyse als Methode der Bildungsforschung. In: Studien und Berichte aus dem Soziologischen Seminar der Universität Tübingen, H. 5, 1965.
- ders.: Soziale Lage und Bildungschancen in Deutschland München 1967.
- Ritter, R., Schorb, A.: Schülerbeförderung in Bayern. Eine Untersuchung im Schuljahr 1973/74 über den Umfang des Schülertransports nach dem Gesetz über die Kostenfreiheit des Schulwegs, München, April 1975 (hektographiert).
- Rolff, H.-G.: Sozialisation durch Auslese durch die Schule, Heidelberg 1967.
- Schorb, A.C., Schmidbauer, M.: Bildungsbewegung und Raumstruktur, Stuttgart 1969.
- dies.: Aufstiegsschulen im sozialen Wettbewerb, Stuttgart 1973.

- Schmölders, G. (u. Mitarb.): Der Umgang mit dem Geld im privaten Haushalt, Berlin 1969.
- Sheehan, J.: The Economics of Education, London 1973.
- Spiegel, E., Gunzert, R.: Elternhaus und Studium. Erster Teil, Frankfurt a.M. 1962.
- dies.: Elternhaus und Studium, Zweiter Teil, Frankfurt a.M. 1963.
- Storbeck, D.: Zur Methode der Standortbestimmung für neue Universitäten. In: Raumforschung und Raumordnung, 24. Jg., H. 5, 1966, S.198ff.
- ders.: Sozialökonomisches Gutachten über die Eignung der für die Universitätsgründung in Ostwestfalen vorgeschlagenen Standorte. In: Geißler, C., Storbeck, D. (Hrsg.): Die Standortbestimmung einer Universität (= Materialien zur Raumplanung des Zentralinstituts für Raumplanung, Bd. 1), Münster 1967.
- ders.: Die Regionalisierung der Bildungspolitik. In: Jahrbuch für Sozialwissenschaft, Bd. 19 (1968), S.446ff.
- Vayzey, J.: The Political Economy of Education, London 1972.
- Weber, K. (u. Mitarb.): Schulwegbedingungen und Schülertransport (= Manuskriptdrucke der Arbeitsgruppe Standortforschung - Institut für regionale Bildungsplanung - GmbH, Nr. 59), Hannover 1973.
- Weigt, E.: Die Herkunft der Studentenschaft der Hochschule für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften Nürnberg nach Wohn- und Geburtsorten. In: Die Nürnberger Hochschule im fränkischen Raum, Nürnberg 1955, S.63ff.
- Wenzel, H.J.: Der Studenteneinzugsbereich der Justus Liebig-Universität Gießen im Wintersemester 1967/68. In: Gießener Universitätsblätter, H. 1, 1969, S.75ff.
- Widmaier, H.P., Jermann, M., Reichhold, F.: Analysen zum Hochschulgesamtbereich (= Bildung in neuer Sicht. Schriftenreihe des Kultusministeriums Baden-Württemberg zur Bildungsforschung - Bildungsplanung - Bildungspolitik, Reihe A, Nr. 19), Villingen 1969.
- Wiehn, E.: Der vorzeitige Abgang aus der 8. und 10. Klasse - Eine Interviewerhebung. In: Peisert, H., Dahrendorf, R. (Hrsg.): Der vorzeitige Abgang vom Gymnasium. Studien und Materialien zum Schulerfolg an den Gymnasien in Baden-Württemberg 1953-1963 (= Bildung in neuer Sicht. Schriftenreihe des Kultusministeriums Baden-Württemberg zur Bildungsforschung - Bildungsplanung - Bildungspolitik, Reihe A, Nr. 6), Villingen 1967, S.59ff.

Wienen, H.J.: Die Herkunftsorte der Studenten der Westfälischen Wilhelms-Universität. In: Statistische Berichte der Provinzialhauptstadt Münster (Westf.), 2. Vierteljahr 1965, S.6ff.

Wiser, U.: Gesamtwirtschaftliche Aspekte der Hochschulplanung mit besonderer Berücksichtigung des Salzburger Beispiels, Wien 1968.

Statistische Unterlagen

Statistisches Bundesamt. Fachserie A. Bevölkerung und Kultur. Volks- und Berufszählung vom 6.6.1961, Heft 14.

Statistisches Bundesamt. Fachserie A. Bevölkerung und Kultur. Volks- und Berufszählung vom 27.5.1970. Heft 17.

Statistisches Bundesamt. Fachserie A. Bevölkerung und Kultur. Reihe 10/V. Hochschulen. Kleine und Große Hochschulstatistik, fortlaufend.

Statistisches Bundesamt. Maschinentabellen 18 der Großen Hochschulstatistik, WS 1971/72 (unveröffentlicht).

Bayerisches Statistisches Landesamt. Beiträge zur Statistik Bayerns, Heft 254 c. Ergebnisse der Berufszählung vom 6.6.1961, Teil 2, Band B.

Bayerisches Statistisches Landesamt. Beiträge zur Statistik Bayerns, Heft 328 a. Unterhalt und Erwerbstätigkeit der Bevölkerung in Bayern. Volkszählung vom 27.5.1970.

Bayerisches Statistisches Landesamt. Beiträge zur Statistik Bayerns, Heft 329 b. Pendelwanderung in Bayern. Ergebnisse der Volkszählung am 27.5.1970. Teil 2, Strukturdaten.

Bayerisches Statistisches Landesamt. Statistische Berichte. Reihe B I 1 - j. Gymnasien. Realschulen, fortlaufend.

Bayerisches Statistisches Landesamt. Unveröffentlichte Materialien zur Altersstruktur der Bevölkerung und zur Anzahl der selbständigen Landwirte nach kreisfreien Städten und Kreisen Bayerns.

Staatsinstitut für Bildungsforschung und Bildungsplanung München. Unveröffentlichtes Material einer Stichprobenerhebung über Schülerzahlen und Übertritte an weiterführende Schulen in Bayern. Übertrittsquoten an Gymnasien zum Schuljahr 1970/71 nach kreisfreien Städten und Kreisen Bayerns (unveröffentlicht).

Lebenslauf

Am 18. Juli 1944 wurde ich in Baden-Baden geboren. In Karlsruhe besuchte ich die Volksschule und das neusprachlich-naturwissenschaftliche Helmholtz-Gymnasium. Im April 1963 legte ich die Reifeprüfung ab. Im Sommersemester 1963 begann ich das Studium der Volkswirtschaftslehre an der Universität Heidelberg, das ich im Wintersemester 1967/68 mit der Diplom-Prüfung abschloß. Anschließend war ich freier wissenschaftlicher Mitarbeiter von Prof. Dr. Edwin von Böventer. Seit April 1970 bin ich wissenschaftlicher Angestellter am Seminar für empirische Wirtschaftsforschung der Universität München.

